

Betriebliche Strukturen in der Baden-Württembergischen und Schweizerischen Sägeindustrie

**unter besonderer Berücksichtigung
der Methodik der Auswertung
von Betriebsvergleichen**

NORBERT HOG

1982

BETRIEBLICHE STRUKTUREN
IN DER BADEN-WÜRTTEMBERGISCHEN
UND SCHWEIZERISCHEN
SÄGEINDUSTRIE

unter besonderer Berücksichtigung
der Methodik der Auswertung
von Betriebsvergleichen

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Forstwissenschaftlichen Fakultät
der Ludwig-Maximilians-Universität
München

vorgelegt
von

Norbert Hog

München 1982



1. Berichterstatter: Prof. Dr. H. Löffler
2. Berichterstatter: Prof. Dr. W. Kroth
3. Berichterstatter: Prof. Dr. F. Franz

Tag der mündlichen Prüfung: 22.6.1982

V O R W O R T

Die vorliegende Arbeit entstand in den Jahren 1979 - 1982 am Lehrstuhl für forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der forstwissenschaftlichen Fakultät der Universität München. Sie untersucht die Sägeindustrie Baden-Württembergs und der Schweiz an Hand der Daten der in diesen Ländern seit mehr als einem Jahrzehnt durchgeführten Betriebsvergleiche.

Den Anstoß zu der Untersuchung gaben die Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände, das den Betriebsvergleich fördernde Landesgewerbeamt Baden-Württemberg und nicht zuletzt Herr Professor Dr. H. LÖFFLER als einer der Initiatoren des baden-württembergischen Vergleiches. Nach mehr als zehnjähriger Laufzeit erwuchs der Wunsch, den Nutzen dieser Datensammlung für Praxis und Wissenschaft kritisch zu prüfen und sie insbesondere auf breitere Auswertungsmöglichkeiten hin zu analysieren.

Mein besonderer Dank gilt Herrn Professor Dr. H. LÖFFLER für seine intensive fachliche Betreuung und konstruktive Kritik. Herrn Professor Dr. W. KROTH danke ich für die Beratung in betriebswirtschaftlichen Fragen und Herrn Professor Dr. F. FRANZ für die wertvollen Hinweise zur mathematisch-statistischen Auswertung.

Ebenso bin ich den beiden Geschäftsführern der Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände, Herrn K. BEK und Herrn Dipl. Holzwirt J. GAEBELER, Herrn Regierungsdirektor H. SORG sowie dem Zentralsekretär des schweizerischen Holzindustrie-Verbandes Herrn Dr. G. ALDER und den Leitern der zentralen Auswertungsstellen Herrn Dipl. Volkswirt W. MANZ, Donaueschingen, und Herrn H. WEIKART, Glattbrugg/CH, zu Dank verpflichtet. Ohne ihren Einsatz und ihre Hilfe wäre diese

Arbeit nicht möglich gewesen. In diesem Zusammenhang verdient die Erlaubnis, das vertrauliche Datenmaterial anonym auswerten zu dürfen, besondere Erwähnung.

Bei den umfangreichen Rechen- und Programmierarbeiten stand mir Herr Ing. grad. R. LOIBL in dankenswerter Weise zur Seite. Die Zeichenarbeiten fertigte in mustergültiger Art Frau M. REINHARD. Für das Schreiben des Manuskriptes danke ich Frau J. HECKMEIER und Frau H. LOIBL.

München, im April 1982

Norbert Hog

GLIEDERUNG

	Seite
1 Einleitung	1
1.1 Betriebsvergleich - Begriff und Ziele	1
1.2 Entstehung der Betriebsvergleiche in der baden- württembergischen und der schweizerischen Sägeindustrie	3
1.3 Ziele der Untersuchung	7
2 Datenmaterial - Erhebung, Auswahl und Aufbereitung	9
2.1 Methodik der Datenerhebung	9
2.2 Genauigkeit der Daten	13
2.3 Repräsentanz der Daten	19
2.4 Auswahl und Aufbereitung der Daten aus den Betriebsvergleichen	29
3 Betriebsvergleich und Unternehmungsziel	38
3.1 Das Zielsystem einer Unternehmung	38
3.2 Die Kostendeckung als oberstes Zielkriterium im Betriebsvergleich	42
3.3 Interpretation der Kostendeckung und der Kosten- deckungskomponenten	45
4 Deskriptive Auswertung	52
4.1 Methodik	52
4.2 Kostendeckung	52
4.3 Kostendeckungskomponenten	55
4.3.1 Erlöse	55
4.3.2 Ausbeute	59
4.3.3 Kosten	64
4.4 Kostendeckungsfaktoren	82
4.4.1 Quantitative	83
4.4.2 Qualitative	93

	Seite
5 Stochastische Auswertung - Methodik	95
5.1 Allgemeines	95
5.2 Die Regressionsanalyse	97
5.2.1 Das multiple lineare Regressionsmodell	97
5.2.2 Möglichkeiten der Regressionsanalyse ohne Berücksichtigung inferenziell-statistischer Eigenschaften	101
5.2.3 Prüfung des Modells auf inferenziell-statistische Eigenschaften	112
5.2.4 Beurteilung der Güte und der Signifikanz des klassischen Regressionsmodells	120
5.2.5 Definition der "optimalen" klassischen Regressionsgleichung	126
5.2.6 Übersicht über die verwendeten Symbole und statistischen Maßzahlen	128
5.3 Beispiel zur Erstellung einer optimalen klassischen Regressionsgleichung	130
5.3.1 Entwurf eines Demonstrationsmodells	131
5.3.2 Erweiterung des Regressionsmodells	145
5.3.3 Reduktion des erweiterten Regressionsmodells auf die optimale Regressionsgleichung	153
6 Stochastische Auswertung - Ergebnisse	170
6.1 Beziehungen zwischen der Kostendeckung und Kostendeckungsfaktoren	170
6.2 Beziehungen zwischen den Kostendeckungskomponenten und den Kostendeckungsfaktoren	180
6.2.1 Einflüsse auf die Schnittholzerlöse	180
6.2.2 Einflüsse auf die Ausbeute	194
6.2.3 Einflüsse auf die Kosten	201
6.3 Beziehungen zwischen Kostendeckungsfaktoren	221

	Seite
7 Folgerungen und Empfehlungen	238
7.1 Ziele der Betriebsvergleiche und deren Erfüllung	238
7.2 Verbesserungsmöglichkeiten	240
7.2.1 Ordnungskriterium	240
7.2.2 Aufbereitung der Primärdaten	240
7.2.3 Auswertungsmethodik	241
7.2.4 Fehlende, überflüssige und ungenaue Daten	243
8 Zusammenfassung	254
9 Literaturverzeichnis	257

EINLEITUNG

1 Betriebsvergleich - Begriff und Ziele

Die vorliegende Studie befaßt sich mit den Betriebsvergleichen der Sägeindustrien in Baden-Württemberg und in der Schweiz. Einleitend sollen einige grundsätzliche Fragen über Betriebsvergleiche in der Industrie erörtert werden.

Über den Begriff des Betriebsvergleichs gibt es keine einheitliche Vorstellung. Es ist zwar nicht Aufgabe dieser Arbeit, die Vielfalt der Definitionen einander gegenüberzustellen und zu analysieren, andererseits ist es notwendig, von einem abgegrenzten Begriffsinhalt als gemeinsamer Grundlage auszugehen. Wir stützen uns im Rahmen dieser Arbeit in Anlehnung an ERNE (1971) und POECKEL (1966) auf folgende Definition:

- Der Betriebsvergleich besteht in der systematisch-zweckbewußten Gegenüberstellung betrieblicher Daten mehrerer Betriebe, die wirtschaftlicher, technischer, sozialer oder organisatorischer Art sein können, zum Zwecke der Informationsgewinnung zur Entscheidungsvorbereitung und Entscheidungskontrolle.

Im konkreten Fall muß ein Betriebsvergleich nicht unbedingt die gesamte in dieser Definition enthaltene Informationsbreite umfassen. Besonders bei Klein- und Mittelbetrieben, wie sie etwa in der baden-württembergischen und schweizerischen Sägeindustrie weit überwiegen, kommt gewöhnlich dem Vergleich wirtschaftlicher und technischer Daten das Schwergewicht zu.

Der Betriebsvergleich soll Grundlagen für wirtschaftspolitische Maßnahmen und für eine rationelle Führung der beteiligten Betriebe liefern. In welchem Maße diese Ziele erreicht werden, bestimmen in erster Linie die Benutzer des Betriebsvergleichs. Das sind im wesentlichen die beteiligten Betriebe, die Wirtschafts- bzw. Fachverbände, die Forschung und Lehre und letztlich auch der Staat (ENDRES, 1969).

Die Möglichkeiten und Vorteile, die der Betriebsvergleich dem einzelnen Betrieb bietet, sind (vgl. auch BANNENBERG, 1957; HRUSCHKA, 1968):

1. Eine Gegenüberstellung der Daten vergleichbarer Betriebe z.B. hinsichtlich Kostendeckung, Erlösen, Ausbeute, Kosten, Arbeitsproduktivität. Je differenzierter diese Daten vorliegen, z.B. nach innerbetrieblichen Leistungsbereichen oder nach Kostenstellen, desto besser gibt der Vergleich Hinweise auf Schwachstellen und auf Ansatzpunkte für Maßnahmen zur Verbesserung der Wirtschaftlichkeit im eigenen Betrieb.
2. Unterstützung der Preispolitik durch Bereitstellung detaillierter Kostenunterlagen. Diese in den Anfängen des Betriebsvergleichs erhoffte und sehr betonte Möglichkeit wurde allerdings im Laufe der Zeit immer stärker zurückgedrängt in der Erkenntnis, daß der Betriebsvergleich viel eher als ein Instrument der Kosteneinflussung einzusetzen ist (HENDRIKSON/DINTER, 1959; ERNE, 1971).
3. Eine wesentliche Anregung, sich immer wieder mit modernen Formen der Betriebsführung zu beschäftigen und die durch den Betriebsvergleich gebotenen Grundlagen in einem ständigen Erfahrungsaustausch auszuwerten.

Nach MANZ (1975) können die Ziele des Betriebsvergleichs für den einzelnen Betrieb auch wie folgt formuliert werden: "Der Betriebsvergleich markiert die Position, deckt Schwachstellen auf und zeigt in der zeitlichen Entwicklung den Kurs des einzelnen Betriebes, bestimmter Betriebstypen und zum Teil der Branche auf".

Für die Wirtschafts- bzw. Fachverbände wird der Betriebsvergleich im Rahmen des Interessenausgleiches und der Interessenvertretung, wie beispielsweise zur Begründung wirtschaftspolitischer Forderungen, benutzt (ENDRES, 1969).

Der Staat setzt den Betriebsvergleich im wirtschaftspolitischen Bereich zur Entscheidungshilfe ein, insbesondere, wenn es um Zuwendung von Zuschüssen geht (ENDRES, 1969).

Der Forschung und Lehre dient der Betriebsvergleich durch wissenschaftliche Auswertung zur Erweiterung der Kenntnisse über wirtschaftliche Sachverhalte.

2

Entstehung der Betriebsvergleiche in der baden-württembergischen und der schweizerischen Sägeindustrie

Erste Anregungen, in der süddeutschen Sägeindustrie betriebswirtschaftliche Daten für einen Betriebsvergleich (BV) zu sammeln, waren bereits in den Jahren 1958/1959 an den Verband badischer Sägewerke herangetragen worden, zum einen von der Vereinigung Deutscher Sägewerksverbände (VDS), dessen Arbeitsausschuß Betriebswirtschaft von der Geschäftsstelle des badischen Verbandes geleitet wurde, zum anderen von einer Reihe von Mitgliedern dieses Verbandes (MAIER, 1959/60). Im Jahre 1961 wurde als Vorläufer des Betriebsvergleichs ein monatlicher Schnittholzpreisvergleich für Baden und Württemberg erstellt (MAIER, 1960/61). 1964 trat an seine Stelle die umfassendere Schnittholzpreisstatistik für das ganze Bundesgebiet (MAIER, 1963/64). Der badische Verband verfolgte indessen weiter das

Ziel, für seine Mitglieder einen externen Betriebsvergleich zu schaffen, und konnte 1967, für einen zunächst noch kleinen Kreis von Beteiligten, erstmals einen Kostenvergleich vorlegen (GAEBELER, 1966/67). Die Erhebungen und Ausarbeitungen zu den Betriebsvergleichen werden seit Beginn von einer neutralen Auswertungsstelle unter Leitung von Dipl. Volkswirt MANZ, Donaueschingen, durchgeführt. Seiner Arbeit ist in hohem Maße das Interesse zuzuschreiben, welches die Betriebe dem Vergleich entgegenbringen.

Der schweizerische Betriebsvergleich geht in seinen Anfängen auf das Jahr 1962 zurück. Unter Leitung von Professor Dr. TROMP, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich, als bekanntem Förderer der Zusammenarbeit zwischen Forst- und Holzwirtschaft, wurde mit einer betriebswirtschaftlichen Untersuchung im schweizerischen Sägereigewerbe begonnen, die bis 1964 durchgeführt wurde. Die Geschäftsleitung und die Verwaltung des schweizerischen Holzindustrieverbandes (SHIV) haben die Bedeutung dieser Untersuchung erkannt und deren Weiterführung beschlossen. 1965 wurde eine Abteilung für Betriebswirtschaft errichtet und mit Herrn WEIKART ein Beauftragter für betriebswirtschaftliche Fragen beigezogen. Unter seiner Federführung ist die neutrale und diskrete Weiterführung der betriebswirtschaftlichen Untersuchungen seither gewährleistet.

In anderen Branchen war zu dieser Zeit bereits wieder eine gewisse Ermüdung hinsichtlich zwischenbetrieblicher Vergleiche auf breiter Basis, etwa auf der Ebene von Fachverbänden, zu registrieren (GLASER, 1967). Erfreulicherweise haben sich der Verband badischer Sägewerke, der Fachverband der Sägewerke Württemberg-Hohenzollern und der schweizerische Holzindustrieverband nicht abhalten lassen, den Betriebsvergleich sowohl in Bezug auf den Informationsgehalt als auch hinsichtlich der räumlichen Ausdehnung und der Zahl der teilnehmenden Betriebe weiter auszubauen (Tab. 1 und 2; nach BEK und GAEBELER, 1970/71 und MANZ, 1980, WEIKART, 1981).

Tabelle 1: Beteiligung am baden-württembergischen Betriebsvergleich
(nach MANZ, 1980)

Jahr	Anzahl der Betriebe		
	Baden	Württemberg	Gesamt
1966	13	-	13
1967	15	-	15
1968	27	28	55
1969	25	31	56
1970	33	29	62
1971	34	29	63
1972	30	25	55
1973	34	29	63
1974	40	30	70
1975	43	35	78
1976	45	39	84
1977	51	42	93
1978	54	40	94
1979	49	48	97

Tabelle 2: Beteiligung am schweizerischen Betriebsvergleich
(nach WEIKART, 1981)

Jahr	Anzahl der Betriebe	Jahr	Anzahl der Betriebe
1962	17	1971	29
1963	26	1972	28
1964	22	1973	32
1965	12	1974	30
1966	17	1975	33
1967	28	1976	33
1968	31	1977	33
1969	32	1978	33
1970	29	1979	33

Seit 1970 geben die süddeutschen Verbände jährlich den auf gemeinsamer Grundlage überarbeiteten Betriebsvergleich der Arbeitsgemeinschaft der baden-württembergischen Sägewerksverbände heraus. Seit dieser Zeit wird auch der schweizerische Betriebsvergleich nach einer einheitlichen Konzeption geführt.

3 Ziele der Untersuchung

Die Daten der baden-württembergischen und schweizerischen Betriebsvergleiche liegen seit 1970 mit einer jeweils einheitlichen und unveränderten Konzeption vor. Die zahlreichen Informationen wurden bisher nur teilweise verwertet. Um den Nutzen der Betriebsvergleiche zu erhöhen, bietet sich eine weiterführende Auswertung an.

Einleitend beabsichtigt die vorliegende Arbeit am Beispiel des baden-württembergischen Betriebsvergleiches, das primäre Datenmaterial bezüglich der Erhebungsmethode und der Genauigkeit vorzustellen. Desweiteren unternimmt sie den Versuch, die Repräsentanz und die Möglichkeit der Übertragbarkeit auf größere Kollektive zu prüfen.

Eine systematische, über mehr zufällige und von Tagesfragen beeinflusste Auswertung hinausgehende Analyse der Betriebsvergleiche setzt neben Auswertungsprioritäten eine Gruppierung der erfaßten oder künftig zu erhebenden Daten nach Unternehmungszielen und nach einer betriebswirtschaftlich orientierten Systematik voraus. Im weiteren Verlauf versucht die Arbeit deshalb, die Betriebsvergleiche in ein gemeinsames Zielsystem einzugliedern sowie die Einzelinformationen der Kostendaten in weitgehend einheitliche Betriebsabrechnungsbogen einzuordnen.

Ein Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit ist die Darstellung einer dem Datenmaterial gleichermaßen adäquaten wie praktikablen Auswertungsmethode, die eine weiterführende Auswertung der Betriebsvergleiche ermöglicht.

Angesichts der Fülle an Auswertungsmöglichkeiten erscheint eine Strukturierung nach Auswertungsebenen notwendig oder doch zweckmäßig. In der Folge werden eine deskriptive, eine analytische bzw. eine stochastische und eine entscheidungstheoretische Ebene unterschieden.

Die deskriptive Ebene befaßt sich mit Einzelmerkmalen, es werden Zustände und Abläufe beschrieben. Typische Kennwerte dieser Ebene sind Lagemaßzahlen (Mittelwerte, Median, Modalwert), Streuungsmaßzahlen (Variationsbereich, Standardabweichung, Varianz, Variationskoeffizient, Schiefe, Wölbung) und Verhältniszahlen (Indices, Gliederungszahlen, Beziehungszahlen). Alle bislang bekannt gewordenen Analysen von Betriebsvergleichen in der Sägeindustrie wie beispielsweise von GRIEDER (1966), KÜMIN (1967), LANGE (1969, 1970), MANZ (1967, 1970-1981) und WEIKART (1967-1981) beschränken ihre Auswertungen ausnahmslos auf diese Ebene.

Auf der analytischen bzw. stochastischen Ebene sollen vorwiegend etwaige Abhängigkeiten zwischen einer mehr oder minder großen Zahl von quantitativen und qualitativen Merkmalen aufgespürt und nach Richtung und Straffheit analysiert werden. Nach Möglichkeit eingeschlossen ist auf dieser Ebene die mathematische Behandlung von Zufallerscheinungen. Auswertungen von Betriebsvergleichen der Sägeindustrie auf der letztgenannten Ebene sind mit Ausnahme von für diese Arbeit vorgefertigten Studien von HOG (1976) und HOG/LÜFFLER (1979) nicht bekannt.

Auf der entscheidungstheoretischen Ebene wird versucht, unter Berücksichtigung der Unsicherheitssituation und der Bewertung der Konsequenzen, Entscheidungen zu treffen. Diese Entscheidungen können sich auf den einzelnen Betrieb oder den Wirtschaftszweig als Ganzes beziehen.

Gestützt auf die methodischen Grundlagen soll in einem weiteren Schwerpunkt an einigen ausgewählten Beispielen gezeigt werden, welche Entwicklungen und welche zusätzlichen Informationen sich aus dem Datenmaterial ableiten lassen.

Die letztgenannten Aufgabenstellungen gelten, soweit dies das Primärdatenmaterial zuläßt, jeweils für Baden-Württemberg und die Schweiz. Ein untergeordnetes Ziel ist es dabei, die Voraussetzungen und die Möglichkeiten eines künftigen länderübergreifenden Vergleichs zu prüfen oder zumindest Anregungen für einen derartigen Schritt zu geben.

Man kann erwarten, daß die vorstehend geschilderten Untersuchungen zwangsläufig auf Unzulänglichkeiten der Betriebsvergleiche führen. Ein letztes, allerdings nicht im Mittelpunkt stehendes Ziel der Arbeit ist es deshalb, Hinweise für Verbesserungen zu unterbreiten.

DATENMATERIAL - ERHEBUNG, AUSWAHL UND AUFBEREITUNG

.1 Methodik der Datenerhebung

Datenerhebung ist die systematische Kenntnisnahme und Sammlung von Daten mit dem Ziel, Informationen zu gewinnen und die Ungewißheit zu reduzieren. Sie kann die Gesamtmenge, eine nicht repräsentative Teilmenge oder eine (repräsentative) Stichprobe umfassen. Die beiden Grundformen der Erhebung sind

- das Experiment und
- die Beobachtung.¹⁾

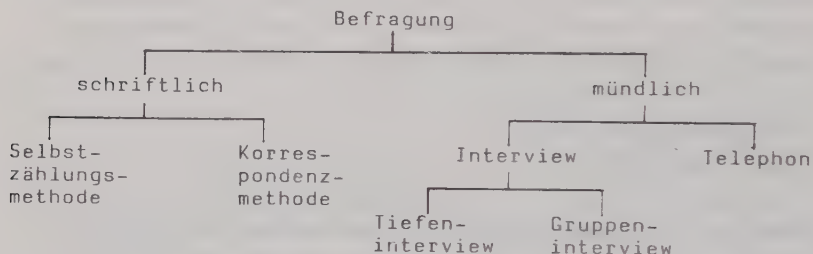
Während das Experiment die empirische Methode der Naturwissenschaften darstellt, sind die Wirtschafts- und Sozialwissenschaften weitgehend auf die Beobachtung angewiesen. Auch die Daten der Betriebsvergleiche der baden-württembergischen und schweizerischen Sägeindustrie werden über die Beobachtung in Form der Befragung ermittelt.

Entscheidende Bedeutung kommt bei der Informationsgewinnung den Befragungstechniken zu, da durch sie die lebendige Kontaktaufnahme zum Informanten der Daten hergestellt wird. Nach MENGES/SKALA (1973) ist in der Wirtschafts- und Sozialstatistik die Befragung die charakteristische Zahlengewinnungsmethode und wird es wohl für lange Zeit bleiben. Auch LERCHNER (1975) sieht die Befragung als nächstliegende Methode

1) MENGES/SKALA (1973, S. 61) definiert diese Begriffe folgendermaßen: Experimente sind Daten, die dadurch zustande kommen, daß ein Experimentator bestimmte, reale Bedingungen setzt und variiert und die unter diesen Bedingungen entstandenen Phänomene mißt. Beobachtungen sind Daten, die dadurch zustande kommen, daß ein Beobachter Phänomene so mißt, wie die Realität sie anbietet.

zur Datengewinnung insbesondere dann, wenn sie aufgrund besonderer Vertrauensverhältnisse zwischen Instituten und Unternehmungen vertieft durchgeführt werden kann.

Die wichtigeren Befragungsmethoden lassen sich wie folgt ordnen:¹⁾



Bei der Selbstzählungsmethode werden die Erhebungsformulare von den durchführenden Organen an die Auskunftspersonen verschickt und von diesen wieder an die Erhebungsstelle zurückgesandt. Die Nachteile dieser Erhebungsart sind geringe Rücklaufquoten, teilweise sehr schlechte Beantwortung und mangelnde Kontrolle der Auskunftssituation der Betroffenen. In der amtlichen Statistik hat sie ihre Bedeutung fast verloren, nur von privaten, statistiktreibenden Organisationen wird sie noch angewandt.

An die Stelle der Selbstzählungsmethode ist mehr und mehr die Korrespondenzmethode getreten. Hier werden die Erhebungsformulare durch Angestellte oder Beauftragte der statistischen Behörde verteilt und nach Ausfüllung wieder in Empfang genommen. Der Beauftragte hat dabei die Aufgabe, erste Kon-

1) Zu den Befragungstechniken im einzelnen sei auf KÖNIG (1967), Handbuch der empirischen Sozialforschung, Band I, oder KÖNIG (1972), Das Interview - Formen, Technik, Auswertung, verwiesen.

trollen der Eintragungen vorzunehmen und den Personen, denen die Ausfüllung der Fragebogen Schwierigkeiten bereitet, behilflich zu sein. Die Nachteile der Selbstzählungsmethode werden dadurch weitgehend eliminiert. Besonders bei sogenannten Panel-Untersuchungen, bei denen vom gleichen Personenkreis in regelmäßigen Abständen immer wiederkehrende Auskünfte eingeholt werden, hat sich diese Methode gut bewährt.

Die mündliche Befragung durch Interview oder Telefon hat gegenüber der schriftlichen zwei entscheidende Vorteile: höhere Antwortquoten und die praktisch vollständige Ausschaltung von falschen Antworten aufgrund mangelnden Verständnisses. Dieser geringen Fehlerwahrscheinlichkeit steht jedoch häufig eine durch die Subjektivität des Interviewers hervorgerufene Verfälschung der Antworten gegenüber (der sogenannte "Interview-Bias"). Als weiterer Nachteil werden die erheblich höheren Kosten angesehen.

Bei sämtlichen Befragungsmethoden ist das Befragungsdokument ein (standardisierter, halbstandardisierter, nicht standardisierter) Fragebogen, dessen Fragenkomplexe sich in Identifikations-, Informations- und Kontrollfragen gliedern:

- Identifikationsfragen sind Fragen zur Individualität der Erhebungseinheit, z.B. zum Betrieb. Sie dienen gleichzeitig zur Erkennung der Erhebungseinheit, um Nachfragen zu ermöglichen, und zur Wahrung der Anonymität der Teilnehmer untereinander.
- Informationsfragen umfassen die gewünschten Daten und sind der eigentliche Gegenstand der Befragung.
- Kontrollfragen dienen zur Kontrolle während der Erhebung und werden in der Regel nicht aufbereitet.

Die einzelnen Fragen können offen oder geschlossen formuliert werden, d. h. die Befragten können ihre Antworten frei formulieren oder müssen sich in vorformulierten Antwortalternativen äußern. Nach ANGER (1969) ließe ein standardi-

sierter Fragebogen eigentlich nur geschlossene Fragen zu, jedoch herrschen darüber in der Literatur divergierende Auffassungen.

Die Betriebsvergleiche Baden-Württembergs und der Schweiz haben als Erhebungseinheit Betriebe der jeweiligen Sägeindustrien. Die Fragebogen umfassen neben einigen Identifikations- und Kontrollfragen ausschließlich Informationsfragen über die Erzeugung sägerauher Schnittwaren. Weiterverarbeitende Produktionszweige sind ausgeklammert und werden ggf. in selbständigen Betriebsvergleichen erfaßt (z.B. Schweiz, Betriebswirtschaftliche Untersuchung - HOBELWERKE).

Am Beispiel des baden-württembergischen Betriebsvergleiches soll die Erhebung der Primärdaten diskutiert werden.¹⁾ Die Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände, die mit rd. 95 % einen sehr hohen Organisationsgrad aufweist²⁾, bietet allen ihren Mitgliedern die Möglichkeit zur Teilnahme an einem externen Betriebsvergleich. Nach dem Prinzip der Korrespondenzmethode verteilt eine neutrale Auswertungsstelle im jährlichen Zyklus an die teilnehmenden Betriebe einen einheitlichen standardisierten Fragebogen mit folgender Grobgliederung:

- 1) Einschnitt und Erzeugung
- 2) Rundholzeinkauf

1) Für die Schweiz fehlen uns genaue Angaben über die Datenerhebung. Es kann jedoch angenommen werden, daß die Daten in ähnlicher Weise wie in Baden-Württemberg gewonnen werden. Die späteren Ausführungen über die Genauigkeit und Repräsentanz der Daten gelten jedoch im strengen Sinne nur für Baden-Württemberg. Anhaltspunkte über die Repräsentanz in der Schweiz gibt KÜMIN (1967).

2) Persönliche Auskunft des Geschäftsführers des Verbandes der Württembergischen Säge- und Holzbearbeitungsindustrie.

- 3) Fertigungskosten
- 4) Verwaltungs- und Vertriebsgemeinkosten
- 5) Beschäftigte und Beschäftigungszeiten
- 6) Durchschnittslohn und Kennziffern der Leistung
- 7) Erlöse
- 8) Allgemeine Angaben

Zu jedem dieser Punkte wird eine Reihe geschlossener Fragen gestellt. Die Daten werden üblicherweise von den Betrieben erfaßt. Erstteilnehmer und Firmen mit Schwierigkeiten bei der Datengewinnung erhalten Hilfe von der neutralen Auswertungsstelle (Interviewcharakter). Auf diese Weise gelangt man zu einer zwar aufwendigen, jedoch eleganten Befragungstechnik, einer Kombination von Korrespondenzmethode mit Panel-Charakter und mündlicher Befragung. Die Auswertungsstelle kontrolliert die Daten, verdichtet sie, wertet sie aus und stellt sie in tabellarischer und kommentierter Form den Teilnehmern zur Verfügung. Codierte Betriebsbezeichnungen gewährleisten volle Anonymität.

2

Genauigkeit der Daten

Jede Erhebung von Daten in der empirischen Forschung muß der Grundforderung nach Genauigkeit gerecht werden, damit es überhaupt sinnvoll ist, resultierende Werte mit statistischen Methoden zu bearbeiten. Die Genauigkeit von Daten kann man kennzeichnen durch:¹⁾

- die Objektivität,
- die Reliabilität (Zuverlässigkeit),
- die Validität (Gültigkeit).

1) Mehr über die Begriffe Objektivität, Reliabilität und Validität siehe z.B. bei LERCHNER (1975) und SCHAICH (1977).

Objektivität kann als gewährleistet angesehen werden, wenn die Daten frei von subjektiven Einflüssen sind. Ohne Probleme kann die Datengewinnung dort erfolgen, wo die Werte mit Hilfe von Meßgeräten oder Zählvorrichtungen ermittelt werden. Wir sprechen dann von Meßdaten ¹⁾ (z.B. Jahreseinschnitt).

Bei der Ermittlung von Schätzwerten, wie sie in den Betriebsvergleichen vorkommen (z.B. Anteil Hauptprodukt, Anteil Nebenprodukt), ist die Situation etwas anders. Hier werden zwei fachkompetente "Schätzer" bei einem Faktum nicht denselben Wert festlegen.

Reliabilität liegt vor, wenn die Daten reproduzierbar sind, d.h. wenn eine Nachmessung bei unveränderlichen Gegebenheiten denselben Wert ergibt. Sie umfaßt zunächst das Fehlen von Registrierungsfehlern und schließt damit Objektivität im zuvor definierten Sinne ein. Hinzu kommen sämtliche sonstigen Fehlerarten, die bei der Ermittlung von Daten auftreten können. Hauptsächlich versteht man unter Reliabilität die Stabilität der Variablenwerte im Zeitablauf bei konstanten Rahmenbedingungen. Sie kann gefährdet sein etwa durch unterschiedliche Bewertungen ein und desselben Sachverhaltes durch dieselbe Person zu verschiedenen Zeitpunkten

- innerhalb eines Erhebungszyklusses
(sämtliche Schätzdaten, z.B. Einfachschnitt, Doppelschnitt, Daten zur Schnittholzstatistik) und
- bei aufeinanderfolgenden Erhebungszyklen
(z.B. bei auf bilanzieller Basis ermittelten AfA-Werten können Bewertungsvariationen kaum erkannt werden).

Gemessen an diesen Kriterien sind die einzelnen Daten der Betriebsvergleiche trotz einheitlicher Erhebung und möglicher

1) MENGES/SKALA (1973) untergliedert die Meßdaten weiter in reine Meßdaten und kommunizierte Meßdaten.

Hilfestellung bei der Erfassung durch die Auswertungsstelle recht unterschiedlich zu beurteilen.

Eine Reihe von Daten entstammt der Betriebsabrechnung und der Betriebsstatistik und erfüllt methodisch die Anforderungen an Objektivität und Reliabilität nahezu ideal. Mehrere für die Auswertung wichtige Informationen beruhen dagegen nur auf Schätzungen. Die Qualität dieser Daten variiert vermutlich beträchtlich und kann den Kriterien der Objektivität und Reliabilität nur bedingt entsprechen.

Für die Daten des baden-württembergischen Betriebsvergleiches wurde aufgrund sachlogischer Überlegungen und Rücksprache mit der neutralen Auswertungsstelle der Versuch unternommen, die Objektivität und die Reliabilität der erfaßten Daten zu beurteilen (vgl. hierzu Tab. 3).

Die Teilnehmer des Betriebsvergleichs wurden bezüglich der Datenerfassung in "gute" und "schlechte" Betriebe eingeteilt, die Daten selbst in Meßdaten und Schätzdaten (Spalten 2-5). Unter den Gesichtspunkten der Datenerfassung wird ein Betrieb als "gut" eingestuft, wenn er erkennbar von sich aus Wert auf eine genaue Datenerfassung legt. Kriterien hierfür sind z.B. der Einsatz von Datenerfassungs- bzw. Meßgeräten. Als datenerfassungsmäßig "schlecht" wird ein Betrieb aufgeführt, wenn er ohne objektive Erfassungsgeräte arbeitet und die gewünschten Daten auf andere Art und Weise ermittelt. In Spalte 6 wird aufgeführt, welcher Datengruppe (M = Meßdaten, S = Schätzdaten) die Mehrheit der Teilnehmer zuzurechnen ist. Anhand dessen kann näherungsweise geschlossen werden, wie die Objektivität der Daten bei der überwiegenden Zahl der Teilnehmer zu beurteilen ist.

Dieses Vorgehen sei an drei Beispielen erläutert:

1) Jahreseinschnitt

(Tabelle 3, Zeile 1.1, Spalte 1)

Unter dem Gesichtspunkt der Datenerfassung hat ein "guter"

Tabelle 3: Beurteilung von Objektivität und Reliabilität der Primärdaten zum Betriebsvergleich (dargestellt am Beispiel des Erhebungsbogens des baden-württembergischen Betriebsvergleiches)

Information laut Erhebungsformular	D A T E N F R A G E N						
	Beurteilung		Schätzdaten		überwiegende Zahl der Betriebe		
	"guter" Betrieb	"schlechter" Betrieb	"guter" Betrieb	"schlechter" Betrieb	Meistens = 5 Schätzdaten	Objektivität	Reliabilität
1	2	3	4	5	6	7	8
1 Einschnitt und Erzeugung							
1.1 Einschnitt	+	+	-	-	M	+++	+++
1.2 Ausbeute Basis Erzeugung/Verkauf	+	+	-	-	M	+++	+++
1.3 Schnittholzstatistik Basis Erzeugung/Verkauf	+	-	+	-	M - S	+	+
2 Rundholzeinkauf							
2.1 durchschnittliche Grundmeßzahl	+	+	-	-	M	+++	+++
2.2 Anteil C/C ^x	+	+	-	-	M	+++	+++
2.3 Anteil Schadholz	+	+	-	-	M	+++	+++
2.4 Anfuhrkosten	+	+	-	-	M	+++	+++
2.5 Kostendaten des Rundholzeinkaufs	+	+	-	-	M	+++	+++
3 Fertigungskosten Ausnahmen	+	+	-	-	M	+++	+++
3.1 AfA-balanzierend	+	+	-	-	M	+++	+
AfA-kalkulatorisch	+	+	-	-	M	+++	+++
4 Verwaltungs- und Vertriebsgemeinkosten	+	+	-	-	M	+++	+++
5 Beschäftigte und Beschäftigungszeiten	+	+	-	-	M	+++	+++
6 Durchschnittslohn und Kennziffern der Leistung	+	+	-	-	M	+++	+++
7 Erlöse							
7.1 Erlöse-Schnittholz	+	+	-	-	M	+++	+++
7.2 Erlöse-Industriestholz	+	+	+	-	M/S	++	++
8 Allgemeine Angaben							
8.1 Betriebsstruktur	+	+	+	+	M, S	++	+
8.2 Anfuhr des Rundholzes eigen/fremd	+	+	+	-	M	+++	+++
8.3 durchschnittliche Transportweite Rundholz	+	-	+	-	S	+	+
8.4 Anteil Hauptprodukt Nebenprodukt	+	-	+	+	S	+	+
8.5 Einfachschnitt/ Doppelschnitt	+	-	+	+	S	+	+
8.6 örtlicher Absatz/ Fremdsatz	+	-	+	-	S	+	+

Legende: in Spalte 2 - 5: + = ja, - = nein; in Spalte 7 + 8: + = mäßig, ++ = gut, +++ = sehr gut

Betrieb ein Meßgerät zur Rundholzerfassung. Ein "schlechter" Betrieb ermittelt manuell aus der Buchhaltung. Beide gelangen zu eindeutigen Meßdaten. Unter der Voraussetzung der freiwilligen Teilnahme am Betriebsvergleich kann davon ausgegangen werden, daß die weit überwiegende Zahl der Betriebe Meßdaten ausweisen. Mit großer Sicherheit kann auf einen hohen Grad der Objektivität und Reliabilität dieser Daten geschlossen werden.

2) Abschreibungen für Abnutzung

(Tabelle 3, Zeile 3.1, Spalte 1)

Ein datenerfassungsmäßig "guter" Betrieb arbeitet mit elektronischer Datenverarbeitung. Ein "schlechter" Betrieb arbeitet mit konventioneller Buchhaltung. In beiden Betrieben sind Meßdaten vorhanden. Die Objektivität ist in beiden Fällen als sehr gut zu beurteilen.

Grundsätzlich ergeben sich für die Ermittlung der Abschreibungen auf Abnutzung (AfA) zwei Möglichkeiten:

- die bilanzielle Abschreibung und
- die kalkulatorische Abschreibung.

In der bilanziellen AfA wird die Höhe der Abschreibungsbeträge von handels- und steuerrechtlichen Bewertungsvorschriften bestimmt. Der Abschreibungsaufwand wird nicht nach dem Werteverzehr bemessen und ist in der Regel für die Kostenrechnung ungeeignet. Darunter leidet die Reliabilität. Ein Wechsel der Abschreibungsverfahren, wie beispielsweise von degressiver auf die lineare Abschreibung in aufeinanderfolgenden Jahren, kann zusätzlich einen Mangel an Reproduzierbarkeit und damit eine eingeschränkte Reliabilität mit sich bringen.

Über die kalkulatorische Abschreibung wird versucht, den effektiven (leistungsbedingten) Werteverzehr der

Anlagen zu ermitteln und die entsprechenden Kosten periodengerecht anzusetzen, um zu einer exakten Kostenrechnung zu kommen.

In den Betriebsvergleichen werden die Abschreibungen überwiegend bilanziell ermittelt. Daher kommen Fehler bezüglich der Reliabilität zum Tragen.

3) Durchschnittliche Transportweite-Rundholzanfuhr
(Tabelle 3, Zeile 8.3, Spalte 1)

Die Überwiegende Zahl der Betriebe arbeitet mit Speditoren (aus BV ersichtlich). Die Anfuhrkosten werden in der Regel als Durchschnittspreise vereinbart; eine Transportweitenstaffelung kommt dadurch höchstens untergeordnet zur Geltung. Daher fehlen vielen Betrieben, insbesondere den kleineren, die Grundlagen zur Informationsgewinnung. Darüber hinaus dürften viele Betriebe außer einer groben Schätzung an diesen Daten kein allzu großes Interesse haben.

Der gleiche "Schätzer" würde vermutlich zu verschiedenen Zeitpunkten andere Entfernungen angeben, je nachdem aus welcher Region er gerade das Rundholz bezieht. Darunter leiden die Objektivität und die Reliabilität.

Nach Tabelle 3 können die Daten des baden-württembergischen Betriebsvergleiches bezüglich der Objektivität und Reliabilität wie folgt beurteilt werden: ausschließlich mit sehr gut in den Bereichen Rundholzeinkauf, Verwaltungs- und Vertriebsgemeinkosten, Beschäftigte und Beschäftigungszeiten, Durchschnittsstundenlohn und Kennziffern der Leistung. Überwiegend mit sehr gut sind die Bereiche Einschnitt und Erzeugung, die Fertigungskosten und die Erlöse zu beurteilen. Mit Abweichungen in diesen Bereichen muß bei der Schnittholzstatistik bzw. dem Produktionsprogramm, bei der AfA-bilanziell und bei den Erlösen für Industrierestholz gerechnet werden. Bei der Schnittholzstatistik zeigt sich eine starke Tendenz

zu Schätzdaten. Die Objektivität und die Zuverlässigkeit sind als mäßig zu beurteilen. Weiterhin besteht bei den Erlösen für Industrierestholz ein Hang zu Schätzdaten, insbesondere bei Betrieben mit eigener Heiz- und Kraftanlage. Daher sind bezüglich der Objektivität und der Reliabilität gewisse Einschränkungen zu erwarten. Diese Daten sind als gut zu bezeichnen. Überwiegend mit mäßig sind die allgemeinen Angaben zu beurteilen. Es sind überwiegend Schätzdaten. Als Ausnahme ist die Anfuhr des Rundholzes zu betrachten. Sie erfolgt bei fast allen Betrieben zu 100% über Fremdanfuhr und kann als Meßwert angesehen werden. Objektivität und Reliabilität sind als sehr gut zu bezeichnen.

Aussagen über die Validität sollen aus methodischen Gründen an anderer Stelle gemacht werden.

3 Repräsentanz der Daten

Die Übertragbarkeit der Ergebnisse des Betriebsvergleiches auf einen größeren Kreis von Sägewerken, etwa auf die Sägeindustrie Baden-Württembergs oder der gesamten Bundesrepublik, hängt davon ab, ob die Teilnehmer am Betriebsvergleich (= Stichprobe) als repräsentativ für die größeren Kollektive angesehen werden können. Mit den uns zugänglichen Informationen läßt sich dies nur näherungsweise beurteilen. Wir postulieren, die Teilnehmer müßten folgende Bedingungen erfüllen, um eine hinreichend repräsentative Stichprobe der baden-württembergischen Sägeindustrie (= Grundgesamtheit) darzustellen:

1. Die regionale Verteilung der Teilnehmer am Betriebsvergleich muß der Grundgesamtheit entsprechen, d.h. die Sägewerke müssen über ganz Baden-Württemberg verteilt sein, und der Betriebsvergleich muß eine hinreichend große Zahl aller Sägewerke Baden-Württembergs vertreten.

Der erste Teil dieser Forderung könnte über eine Regionalkarte geprüft werden. Eine solche existiert jedoch nicht und ist im Interesse der Teilnehmer auch nicht erwünscht. Daher waren wir gezwungen, die regionale Verteilung näherungsweise auf anderem Wege zu prüfen. Bekannt ist die Zahl der Sägewerke ¹⁾ und die Zahl der Teilnehmer am Betriebsvergleich in den beiden Landesteilen Baden und Württemberg. Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, daß Baden im Betriebsvergleich etwas überrepräsentiert, Württemberg etwas zu schwach vertreten ist. Wir messen diesem Ungleichgewicht allerdings keinen die Repräsentanz der Daten nennenswert beeinträchtigenden Einfluß zu.

Hinsichtlich der Zahl der Sägewerke zeigt im übrigen Tabelle 4, daß der Betriebsvergleich ab 1970 mehr als 5 %, in den letzten Jahren sogar 10 und mehr Prozent aller baden-württembergischen Sägewerke erfaßt. Von der Größe der Stichprobe her sind jedenfalls gute Voraussetzungen für die Repräsentanz der Daten gegeben.

2. Die durch den Betriebsvergleich vertretenen Sägewerke müssen eine der Gesamtheit einigermaßen entsprechende Betriebsgrößenverteilung ausweisen.

Die Gliederung der Teilnehmer des Betriebsvergleichs nach Größenklassen ist aus Tabelle 5 zu ersehen. In Abbildung 1 sind am Beispiel des Jahres 1978 die Größenklassenverteilung der Grundgesamtheit und der Stichprobe gegenübergestellt. Selbst wenn man die Kleinstbetriebe mit einem Jahreseinschnitt bis 1.500 fm, auf die zwar rund ein Drittel aller Betriebe, jedoch nur 6,6 % des Gesamteinschnittes entfallen, außer Betracht läßt, ist nicht zu

1) Genau genommen nur die Zahl der Verbandsmitglieder. Wegen des hohen Organisationsgrades ist die Abweichung jedoch unbedeutend.

Tabelle 4: Anzahl und Verteilung der Sägewerke sowie "SOLL"- und IST-Beteiligung am Betriebsvergleich in Baden-Württemberg

Jahr (Stichtag jeweils 31.12.)	Baden				Württemberg			Baden-Württemberg		
	Anzahl Sägewerke	"SOLL"-Be- teiligung am BV	IST-Be- teiligung am BV	Anzahl Sägewerke	"SOLL"-Be- teiligung am BV	IST-Be- teiligung am BV	Anzahl Sägewerke	IST-Beteiligung am BV		
								absolut	%	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1970	426	24	33	665	38	29	1091	62	5.7	
1971	412	25	34	643	38	29	1055	63	6.0	
1972	414	22	30	616	33	25	1030	55	5.3	
1973	409	26	34	600	37	29	1009	63	6.2	
1974	410	29	40	586	41	30	996	70	7.0	
1975	406	33	43	569	46	35	975	78	8.0	
1976	399	36	45	552	49	39	951	84	8.8	
1977	394	39	51	547	54	42	941	93	9.9	
1978	388	39	54	544	55	40	927	94	10.1	
1979	380	40	49	533	57	48	913	97	10.6	

Quellen: Geschäftsberichte 1970/71 - 1979/80

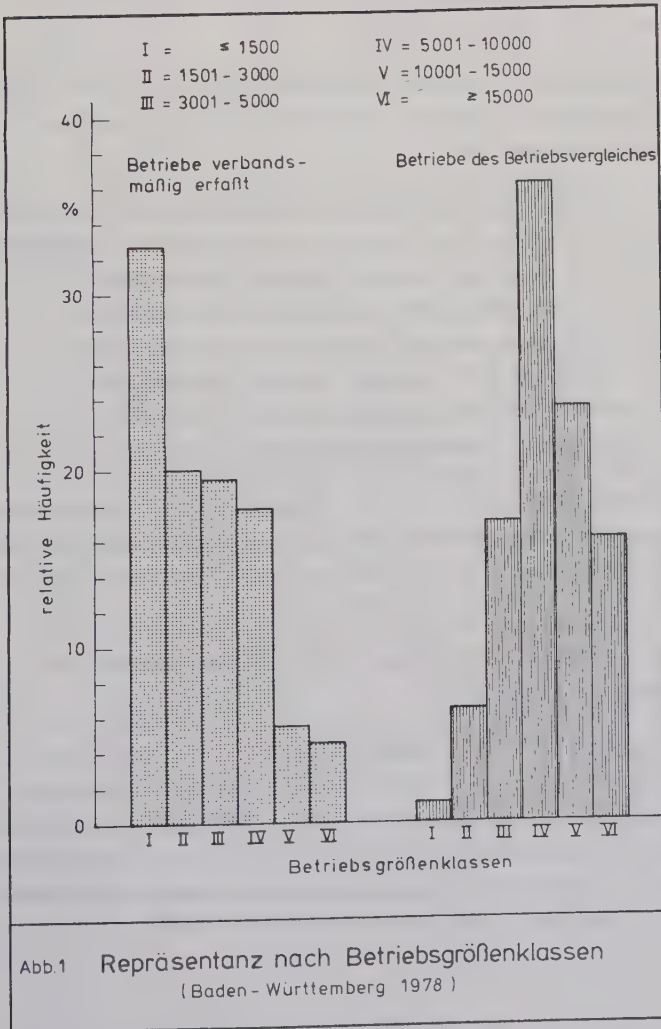
Arbeitsgemeinschaft Baden-Württembergischer Sägewerksverbände

Betriebsvergleich 1970-1979

Arbeitsgemeinschaft Baden-Württembergischer Sägewerksverbände

Tabelle 5: Anzahl der Betriebe nach Größenklassen (in Klammern v. H.-Anteil)

Größen- klasse Jahr	1 0.-3.000 fm	2 3.001-5.000 fm	3 5.001-7.500 fm	4 7.501-10.000 fm	5 10.001-15.000 fm	6 15.001-20.000 fm	7 insge- samt
1970	4 (6,5)	15 (24,2)	12 (19,4)	14 (22,6)	7 (11,3)	10 (16,0)	62
1971	5 (7,9)	13 (20,6)	12 (19,1)	11 (17,5)	13 (20,6)	9 (14,3)	63
1972	4 (7,3)	13 (23,6)	10 (18,2)	9 (16,4)	14 (25,5)	5 (9,0)	55
1973	5 (7,9)	17 (27,0)	10 (15,8)	11 (17,5)	11 (17,5)	9 (14,3)	63
1974	5 (7,1)	17 (24,3)	7 (10,0)	14 (20,0)	16 (22,5)	11 (15,7)	70
1975	12 (15,4)	13 (16,7)	7 (9,0)	17 (21,8)	20 (25,6)	19 (11,5)	78
1976	7 (8,3)	19 (22,6)	11 (13,2)	18 (21,4)	17 (20,2)	12 (14,3)	84
1977	7 (7,5)	18 (19,4)	15 (16,1)	20 (21,5)	20 (21,5)	13 (14,0)	93
1978	7 (7,4)	16 (17,0)	17 (18,1)	17 (18,1)	22 (23,4)	15 (16,0)	94
1979	9 (9,3)	13 (13,4)	25 (25,7)	15 (15,5)	20 (20,6)	15 (15,5)	97



übersehen, daß im Betriebsvergleich die mittleren und größeren Werke überrepräsentiert sind. Forderung 2 ist daher nur bedingt erfüllt.

3. Die Teilnehmer am Betriebsvergleich müssen hinsichtlich des Anteils der Holzarten den Verhältnissen der Grundgesamtheit entsprechen.

Für die Verhältnisse in der Grundgesamtheit standen nur die Daten der amtlichen Statistik von Baden-Württemberg, und somit nur für Betriebe mit einem jährlichen Einschnitt von mehr als 1.000 fm, zur Verfügung. Nach Tabelle 6 verarbeiten die Teilnehmer am Betriebsvergleich einen deutlich höheren Anteil an Nadelholz (i.D. $\sim 96\%$) als die Gesamtheit der Sägewerke (i.D. $\sim 87\%$) in Baden-Württemberg.¹⁾

Die aus dem Betriebsvergleich abgeleiteten Entwicklungen und Zusammenhänge sollten deshalb nur auf Sägewerke mit fast ausschließlichem Nadelholzanteil übertragen werden.

4. Der Betriebsvergleich soll einen hinreichend großen Anteil des Gesamteinschnitts der Sägeindustrie Baden-Württembergs darstellen.

Der Vergleich konnte wiederum nur über die amtliche Statistik vorgenommen werden. Daher gelten die gleichen Prämissen wie unter Forderung 3. Der über den Betriebsvergleich repräsentierte Anteil der gesamten Schnittholzproduktion Baden-Württembergs über alle Holzarten beträgt über 13 % im Jahr 1972 und über 21 % im Jahr 1979 (Tabelle 7).

1) Nach GREFERMANN (1979, S. 49) liegt dieser Anteil für die Bundesrepublik bei rund 81 %.

Tabelle 6: Vergleich - Schnittholzproduktion - Betriebsvergleich/Baden-Württemberg:
Anteil Holzarten

Jahr	Baden-Württemberg					Betriebsvergleich				
	Schnittholz Gesamt	Nadelholz	%	Laubholz	%	Gesamt	Nadelholz	%	Laubholz	%
	3	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1970	2466	2144	86.9	322	13.1	395	365	92.4	30	7.6
1971	2539	2203	86.8	336	13.2	396	380	96.0	16	4.0
1972	2581	2253	87.3	328	12.7	341	326	95.6	15	4.4
1973	2640	2291	86.8	349	13.2	414	402	97.1	12	2.9
1974	2611	2238	85.7	373	14.3	482	460	96.3	16	3.3
1975	2341	2031	86.8	310	13.2	460	444	96.5	16	3.5
1976	2603	2277	87.5	326	12.5	514	499	97.1	15	2.9
1977	2546	2189	86.0	357	14.0	574	557	97.0	17	3.0
1978	2745	2354	85.2	391	14.2	604	585	96.9	19	3.1
1979	2881	2487	86.0	394	14.0	609	588	96.6	21	3.4

Quellen: Schnittholzproduktion Baden-Württemberg 1970 - 1979 in Sägewerken ab 1.000 fm Jahres-
einschnitt (in 1.000 cbm)
Geschäftsberichte der Arbeitsgemeinschaft, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg
Schnittholzproduktion der Betriebe des Betriebsvergleiches Baden-Württemberg
1970 - 1979 (in 1.000 cbm)

Tabelle 7: Vergleich - Schnittholzproduktion - Betriebsvergleich/Baden-Württemberg;
Produktionsmenge

Jahr	Schnittholz gesamt			Nadelholz			Laubholz		
	Baden- Württemberg	Betriebs- vergleich	%	Baden- Württemberg	Betriebs- vergleich	%	Baden- Württemberg	Betriebs- vergleich	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1970	2466	395	16.0	2144	365	17.0	322	30	0.3
1971	2539	396	15.6	2203	380	17.2	336	16	4.8
1972	2581	341	13.2	2253	326	14.5	328	15	4.6
1973	2640	414	15.7	2291	402	17.5	349	12	3.4
1974	2611	482	18.5	2238	466	20.8	373	16	4.3
1975	2341	460	19.6	2031	444	21.9	310	16	5.2
1976	2603	514	19.8	2277	499	21.9	326	15	4.6
1977	2546	574	22.1	2189	557	25.4	357	17	4.8
1978	2745	604	22.0	2354	585	24.9	391	19	4.9
1979	2881	609	21.1	2487	588	23.6	394	21	5.3

Quellen: Schnittholzproduktion Baden-Württemberg 1970 - 1979 in Sägewerken ab 1.000 fm Jahreseinschnitt
(in 1.000 cbm)

Geschäftsberichte der Arbeitsgemeinschaft, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg

Schnittholzproduktion der Betriebe des Betriebsvergleichs Baden-Württemberg 1870 - 1979
(in 1.000 cbm)

Beschränkt man sich auf die Nadelholzproduktion, dann vertritt der Betriebsvergleich Baden-Württemberg bereits über ein Viertel. ¹⁾

Auch Forderung 4 dürfte gut erfüllt sein.

5. Das Produktionsprogramm der Stichprobe muß dem der Grundgesamtheit entsprechen oder zumindest sehr ähnlich sein.

Während die Vergleiche bisher immer mit der Gesamtheit aller baden-württembergischen Sägewerke angestellt werden konnten, kann der Betriebsvergleich in diesem Falle nur mit anderen Stichproben verglichen werden. Tabelle 8 zeigt eine Gegenüberstellung des Produktionsprogrammes der Betriebsvergleiche 1968/1969 mit Stichproben in der Sägeindustrie Baden-Württembergs von ETTLINGER (1967) und LÖFFLER (1961). Im oberen Teil (Zeile 1 - 7) stehen die über alle Untersuchungen direkt vergleichbaren Sortimenten. Es zeigt sich eine weitgehende Übereinstimmung. Als Ausnahme ist der bei LÖFFLER höhere Anteil an Blochware zu erwähnen, der auf das ausschließliche Betrachten von Starkholz zurückzuführen sein dürfte. Die Zeilen 8 - 11 sollen nicht weiter verglichen werden; denn hier liegen mit Sicherheit Abgrenzungsfehler vor.

Trotz dieser Mängel kann die Feststellung von LÖFFLER (1968), daß Bauholz und prismierte Brettware die wichtigsten Erzeugnisse der süddeutschen Sägewerke sind, bestätigt werden (vgl. Tabelle 8, Zeile 1 + 2, 8 und teilweise 9).

-
- 1) Legt man die Angaben des statistischen Bundesamtes zugrunde, so liegen die Teilnehmer des Betriebsvergleiches in den Jahren 1975 - 1978 bei einem Anteil von 6,3 - 7,4 % der gesamten Nadelschnittholzproduktion der Bundesrepublik.

Tabelle 8: Gegenüberstellung des Produktionsprogramms von verschiedenen Stichproben in der Sägeindustrie Baden-Württembergs (Angaben in Prozent)

	lfd. Nr.	Sortimente	LÖFFLER 1) 1956/1958	EITLINGER 2) 1962/1964	Betriebsvergleich 1968/1969
direkt-vergleichbar	1	Listenbauholz	} 23.5	16.0 } 21.0 5.0	18.3 } 23.7 5.4
	2	Vorratskantholz			
	3	Blochware			
	4	Kreuzrahmen			
	5	Latten			
	6	Kürzungs Bretter			
	7	Kürzungslatten			
nicht direkt-vergleichbar	8	Bretter + Dielen Rehoblier	32.3	41.2	24.9
	9	Bretter II/III + IV breit + schmal	19.5	18.7	23.9
	10	Sonstige Schnitthölzer	2.8	-	4.4
	11	Andere Holzarten	-	-	3.7
	12	Summe aller Sortimente	100	100	100
	13	Anzahl Betriebe	22	47	55
	14	ca. erfaßte Schnittholzmenge cbm	130.000 insgesamt	270.000 Jahr	350.000 Jahr

1) LÖFFLER 1961: Untersuchung über Verbrauch, Bedarf und Bewertung von Fichte/Tanne-Starkholz abgeleitet aus Tabelle 5. 78.

2) EITLINGER 1967: Untersuchung über Erzeugung, Absatz und Verwendung von Fichtenschnittholzsortimenten in Baden-Württemberg und Nordrhein-Westfalen S. 118.

Es kann angenommen werden, daß auch Forderung 5 hinreichend erfüllt ist.

6. Die Produktionsverfahren der Betriebe in der Stichprobe müssen denen in der Grundgesamtheit entsprechen.

In diesem Falle kann nur aufgrund persönlicher Erfahrung und Vermutung geschlossen werden, daß die Stichprobe von der Gesamtheit nicht entscheidend abweicht.

Zweifellos vermag diese Prüfung auf Repräsentanz strengen statistischen Anforderungen nicht gerecht zu werden. Sie deutet aber immerhin darauf hin, daß die Teilnehmer am Betriebsvergleich die Gesamtheit der mittleren und größeren Sägewerke Baden-Württembergs mit überwiegendem Nadelholzeinschnitt hinlänglich repräsentieren. Ferner sprechen mehrere Anzeichen dafür, daß sich der Repräsentationsgrad im Laufe der Jahre ständig erhöht hat.

4 Auswahl und Aufbereitung der Daten aus den Betriebsvergleichen

Wie bereits erwähnt, stützt sich die vorliegende Studie fast ausschließlich auf die in den Betriebsvergleichen der Schweiz und Baden-Württembergs enthaltenen Daten. Zusätzliche Informationen über die Betriebe zu gewinnen war weder beabsichtigt noch möglich. Die eigentliche Datenerhebung begann praktisch mit der Auswahl der Daten aus den jährlichen Betriebsvergleichen. Die Betriebsvergleiche weisen die Informationen stets je Betrieb und Kalenderjahr als Durchschnittswerte aus.

Die Untersuchung gilt schwerpunktmäßig den Einflüssen auf die Kostendeckung. Aus der Vielzahl der Einzelinformationen wurden deshalb nur diejenigen ausgewählt, die für diese Fragestellung relevant erschienen. Je Betrieb und Jahr

wurden aus dem Betriebsvergleich Baden-Württembergs 124, aus dem Betriebsvergleich der Schweiz 28 Variable aufgenommen.

Die Kostendeckung und die Kostendeckungskomponenten¹⁾, wie Erlöse und Ausbeute, konnten nur aus den baden-württembergischen Betriebsvergleichen entnommen werden. Dagegen konnten Kostenkomponenten auch aus den schweizerischen Betriebsvergleichen detailliert hergeleitet werden. Tabelle 9 zeigt die Liste der aus den Betriebsvergleichen Baden-Württembergs und der Schweiz entnommenen, bereits verdichteten Kostendeckungskomponenten mit deren Maßeinheiten und Herkunft. Unter dem in Spalte 2 angeführten Symbol können die Daten im weiteren Verlauf der Studie identifiziert werden. Geldbezogene Maßeinheiten werden in der jeweiligen Landeswährung (DM bzw. sfr) ohne Berücksichtigung von Wechselkursen übernommen. Mengenbezogene Maßeinheiten sind aufgeführt, wie sie in den Betriebsvergleichen stehen. Sie werden im weiteren bei Vergleichen von Baden-Württemberg und der Schweiz oder mit forstlichen Daten der einheitlichen Bezugsgröße wegen häufig auf Festmeter bezogen. Da die Zahl der einzelnen Kostendaten sehr umfangreich ist, wollen wir auf deren Wiedergabe an dieser Stelle verzichten. Die im Rahmen der Arbeit näher interessierenden Kostendaten werden im Zusammenhang mit dem Betriebsabrechnungsbogen in Kapitel 4 vorgestellt.

Die Listen der einzelnen originären Kostendeckungsfaktoren werden in den Tabellen 10 (a, b) für Baden-Württemberg und in Tabelle 11 für die Schweiz vorgestellt, gegliedert in

1) Die Kostendeckung soll die oberste Zielgröße sein. Sie wird durch die Kostendeckungskomponenten funktional bestimmt und steht mit den Kostendeckungsfaktoren in einem stochastischen Zusammenhang. Die Definition dieser Begriffe erfolgt ausführlich in Kapitel 3.

Tabelle 9: Liste der aus den Betriebsvergleichen Baden-Württembergs und der Schweiz entnommenen und bereits wesentlich verdichteten Kostendeckungskomponenten

lfd. Nr.	Symbol	Information	Maßeinheit	Herkunft
1	2	3	4	5
1	y ₁	Erlöse	DM/m ³ ¹⁾	Baden-Württemberg
2	y ₁₁	Erlöse-Schnittholz	DM/cbm	"
3	y ₁₂	Erlöse-Industrierestholz	DM/fm	"
4	y ₂	Ausbeute	%	"
5	y ₂₁	Ausbeute-Schnittholz	%	"
6	y ₂₂	Ausbeute-Haupterzeugnis (= Hauptprodukt)	%	"
7	y ₂₃	Ausbeute-Nebenerzeugnis (= Nebenprodukt)	%	"
8	y ₃	Kosten ^{2) 3)}	DM/m ³ bzw. sfr/fm	Baden-Württemberg + Schweiz
9	y ₃₁	Kosten-Gesamtstratum	DM/cbm DM/fm	Baden-Württemberg
10	y ₃₂	Kosten-Kostenstellen- Stratum	DM/cbm DM/fm	Baden-Württemberg
11	y ₃₃	Kosten	sfr/fm	Schweiz

1) Es wurden folgende Maßbezeichnungen verwendet:

- DM/m³ = DM je Kubikmeter Holz allgemein
- DM/cbm = DM je Kubikmeter Schnittholz nach Umrechnung mit dem Ausbeutefaktor
- DM/fm = DM je Festmeter eingesetzten Rundholzes

2) In Baden-Württemberg sind die Kosten im Betriebsvergleich überwiegend als Kosten je Kubikmeter Schnittholz ausgewiesen. In der Schweiz sind die Kosten jeweils auf das Rundholz bezogen.

3) Die Vorstellung der weiteren verdichteten Kostendaten erfolgt in Kap. 4.3.3.

rundholzabhängige, betriebsabhängige und solche, die als betriebs- und standortabhängig einzuordnen sind. Nach Art der Verwendung bei der rechnerischen Auswertung unterscheiden wir quantitative und qualitative (codierte) Variable. Letztere sind mit CODE bzw. DUMMY gekennzeichnet.

Abgeleitete Kennziffern sind solche, die strenggenommen Kostendeckungsfaktoren darstellen, in den Betriebsvergleichen jedoch nicht explizit aufgeführt sind. Sie sind im Zuge der Aufbereitung und Auswertung als Hilfskennziffern erarbeitet worden. In Tabelle 12 werden diese Hilfskennziffern vorgestellt.

Über die Beurteilung der Validität der Daten aus den Betriebsvergleichen sind im Hinblick auf die vorliegende Studie einige kritische Bemerkungen notwendig. Die Daten aus den Betriebsvergleichen werden als Sekundärerhebung gewonnen. Dadurch können a priori Lücken vorhanden sein. Die Festlegung der Untersuchungsmerkmale, nach BAMBERG/BAUR (1980, S. 10) eine entscheidende Weichenstellung, erfolgte bereits in der Entstehungsphase der Betriebsvergleiche, in einer Zeit also, in der die Ziele zu ihrem Aufbau unter Umständen anders gelagert waren. Sind die Daten im Sinne der beabsichtigten Untersuchung unvollständig, so kann dies selbst durch die ausgeklügeltesten Auswertungsmethoden nicht mehr behoben werden. Bezüglich der Validität dürften die Daten je nach Untersuchungsziel verschieden zu beurteilen sein. Da sowohl der schweizerische als auch der baden-württembergische Vergleich überwiegend den Charakter eines Kostenvergleichs besitzen, sind vermutlich bei Kostenuntersuchungen die Kriterien der Validität am besten erfüllt. Im Hinblick auf die Untersuchungsziele Kostendeckung, Erlöse und Ausbeute fehlen die Daten in der Schweiz. Diesbezüglich ist die Validität demnach nicht erfüllt.

Tabelle 10 (a): Liste der originär aus dem Betriebsvergleich
Baden-Württembergs entnommenen Kostendeckungs-
faktoren

Faktorenart	lfd. Nr.	Symbol	Information	Maßeinheit
1	2	3	4	5
rundholz- abhängig	1	x_1	durchschnittliche Grundmeßzahl (GMZ)	DM/fm
	2	x_2	Anteil der Güteklassen C/C ^x	%
	3	x_3	Anteil Schadholz	%
betriebsabhängig	4	x_4	Gesamteinschnitt, Betriebsgröße	fm
	5	x_5	Nadelholz-Einschnitt	fm
	6	x_6	Betriebsstruktur RS = reine Sägewerke MW = Sägewerke mit Weiterverar- beitung MGW = Sägewerke mit geringer Weiterverarbeitung MUEW = Sägewerke mit Überwiegender Weiterverarbeitung	CODE DUMMY
	7	x_7	Einfachschnitt	%
	8	x_8	Doppelschnitt	%
	9	x_9	Unternehmer-Tätigkeit im Betrieb UK = keine Mitarbeit UM = Mitarbeit UP = Mitarbeit auch in der Produktion	CODE DUMMY
	10	x_{10}	effektiv geleistete Arbeitsstunden- Produktion	h
	11	x_{11}	effektiv geleistete Arbeitsstunden einschließlich Verwaltung	h
	12	x_{12}	Anteil der effektiv geleisteten Arbeitsstunden an den Gesamtstunden	%
	13	x_{13}	Anzahl Beschäftigte	-

Tabelle 10 (b): Liste der originär aus dem Betriebsvergleich
Baden-Württembergs entnommenen Kostendeckungs-
faktoren (Fortsetzung)

Faktorenart	lfd.Nr.	Symbol	Information	Maßeinheit
1	2	3	4	5
betriebsabhängig			<u>Produktionsprogramm</u>	
	1	x ₁₄	Listenbauholz	0/0
	2	x ₁₅	Vorratskantholz	0/0
	3	x ₁₆	Blochware	0/0
	4	x ₁₇	Bretter + Dielen 0/I Bretter + Dielen prismiert, Rohhobler	0/0
	5	x ₁₈	Bretter II/III breit	0/0
	6	x ₁₉	Bretter II/III schmal	0/0
	7	x ₂₀	Bretter IV	0/0
	8	x ₂₁	Kreuzrahmen	0/0
	9	x ₂₂	Latten	0/0
	10	x ₂₃	Kürzungslatten	0/0
	11	x ₂₄	Kürzungsbretter	0/0
	12	x ₂₅	sonstige Schnitthölzer	0/0
	13	x ₂₆	andere Holzarten	0/0
	14	x ₂₇	Lohnschnitt	0/0
	15	x ₂₈	Technische Arbeitsproduktivität (TAP)	fm/h · Mann
	16	x ₂₉	Stundenaufwand je fm eff. gel. Arbeitsstunde	h
Übergang betriebs- standort- abhängig	17	x ₃₀	durchschnittlicher Stundenlohn	DM/h
	18	x ₃₁	Rundholzanfuhr - eigen	0/0
	19	x ₃₂	Rundholzanfuhr - fremd	0/0
	20	x ₃₃	Rundholzbeschaffung - Transportweite	km
	21	x ₃₄	Anteil örtlicher Absatz	0/0
	22	x ₃₅	Anteil Fremddabsatz	0/0

Tabelle 11: Liste der originär aus dem Betriebsvergleich der Schweiz entnommenen Kostendeckungsfaktoren

Faktorenart	lfd.Nr.	Symbol	Information	Maßeinheit
1	2	3	4	5
rundholz- abhängig	1	x_1	Langholz (x_{1L})/Trämel (x_{1T})	CODE DUMMY
	2	x_2	Holz in Rinde (x_{2MR}) - ohne Rinde (x_{2OR})	CODE DUMMY
betriebsabhängig	3	x_3	Betriebsstruktur RS = reine Sägewerke MW = mit Weiterverarbeitung	CODE DUMMY
	4	x_4	Gesamt-Einschnitt, Betriebsgröße	fm
	5	x_5	Kantholz	%
	6	x_6	Parallelbretter im Vor- und Nachschnitt	%
	7	x_7	Unbesäumte Klotz, später besäumte	%
	8	x_8	Spezialsortimente	%
	9	x_9	Maschinenausstattung G = Gatter BBS = Blockbandsäge BG = Kombination Gatter und Blockbandsäge	CODE DUMMY
	10	x_{10}	Aufgewendete A-Stunden einschl. Verwaltung je fm Einschnitt	h
übergang- betriebs- standort- abhängig	11	x_{11}	Stundenlöhne der Arbeiter incl. LNK	sfr/h

Tabelle 12: Liste der aus den Daten des baden-württembergischen Betriebsvergleiches abgeleiteten Kennziffern

Faktorenart	Symbol	Information	Maßeinheit	Herkunft
betriebsabhängig		1) Hilfskennziffern für Mechanisierungsgrade (ökonomisch)		
	a_1	$\frac{\text{Abschreibungen auf Anlagevermögen}}{\text{effektiv geleistete Betriebsstunden}}$	DM/h	Baden-Württemberg
	a_2	$\frac{\text{Zinsen auf Anlagevermögen}}{\text{effektiv geleistete Betriebsstunden}}$	DM/h	Baden-Württemberg
	a_3	$a_1 + a_2 = \text{Kapitalkosten des Anlagevermögens je Betriebsstunde}$	DM/h	Baden-Württemberg

Im Hinblick sowohl auf den beträchtlichen Umfang des Zahlenmaterials als auch auf die beabsichtigte statistische Bearbeitung wurde die Datenaufbereitung von Anfang an auf die elektronische Datenverarbeitung ausgerichtet. Für die Rechenoperationen konnte der Tischrechner HP 9830 B des Lehrstuhls für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der Universität München benutzt werden.

Die Daten wurden zunächst auf ihre Vollständigkeit geprüft und zweifelsfreie Lücken (z.B. Schnittholzstatistik) ergänzt. Sodann wurden sie direkt aus den Betriebsvergleichen über ein Datensichtgerät auf Kassetten bzw. Floppy disks übertragen und zur Kontrolle ausgedruckt. In einem getrennten Arbeitsgang wurden sie durch Vergleich mit den Originaldaten der Betriebsvergleiche auf Widerspruchsfreiheit und Glaubwürdigkeit geprüft. Als zusätzliche Datenkontrolle wurden von Herrn LOIBL spezielle Einlese- und Plausibilitätsprogramme geschrieben. Alle Rechenoperationen liefen anonym.

Ebenso wurde die Aufbereitung der Daten auf die Verwendung des Rechenprogramms "Multiple Regression Analysis"¹⁾ mit seinen diversen Subprogrammen ausgerichtet, das für die Lösung der gestellten Aufgaben als besonders leistungsfähig erschien.

1) Programm von HEWLETT-PACKARD, programmiert von TURNER; STATISTICAL LABORATORY; COLORADO STATE UNIVERSITY (1974). Eine Programmbeschreibung liegt am Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der Universität München vor.

3

BETRIEBSVERGLEICH UND UNTERNEHMUNGSZIEL

Auf der Anwendungsebene der Unternehmung kann ein Betriebsvergleich auch als Instrument zur Kontrolle des Grades der Zielerreichung gesehen werden. Dies führt zu den Fragen

- nach den Zielen von Unternehmungen im allgemeinen und
- nach den von den Betriebsvergleichen der Sägeindustrie erfaßten Zielen im besonderen.

3.1

Das Zielsystem einer Unternehmung

Es gilt heute als unbestritten, daß die Zielsetzung einer Unternehmung nicht durch ein einziges Ziel erfaßt werden kann, sondern daß jede Unternehmung gleichzeitig mehrere Ziele zu erreichen trachtet.¹⁾ Nach HEINEN (1968, 1971) scheint es zweckmäßig, die Ziele einer Unternehmung als ein nach verschiedenen Gesichtspunkten zu ordnendes, pluralistisches Zielsystem aufzufassen.²⁾ KROTH/LÖFFLER/TIMINGER (1976) definieren im Anhalt an FLECHTNER (1970) und ULRICH (1972) das Zielsystem einer Unternehmung als eine geordnete Gesamtheit von Zielen oder Zielelementen, zwischen denen Beziehungen hergestellt werden können, die bei einer rationalen Entscheidung zu berücksichtigen sind.

Die Vielfalt unternehmerischer Ziele macht es unmöglich, Modelle aufzustellen, die als Standardzielsysteme gelten

1) Vgl. BIDLINGMAIER (1964, 1968), HEINEN in KIRSCH (1968), HEINEN (1971), LÖFFELHOLZ (1975), KROTH/LÖFFLER/TIMINGER (1976).

2) Auch BIDLINGMAIER (1968) weist darauf hin, daß sich in allen Forschungsrichtungen ein Wandel zu einer pluralistischen Zielkonzeption vollzieht.

können. Bei der Analyse von Zielsystemen kann man jedoch häufig wiederkehrende Zielsetzungen beobachten. KROTH/LÜFFLER/TIMINGER (1976) haben den Versuch unternommen, die wichtigsten Elemente forstbetriebswirtschaftlicher Zielsysteme nach zweckdienlichen Kriterien darzustellen. Sie sind in Abbildung 2 ohne weitere Erläuterung wiedergegeben.

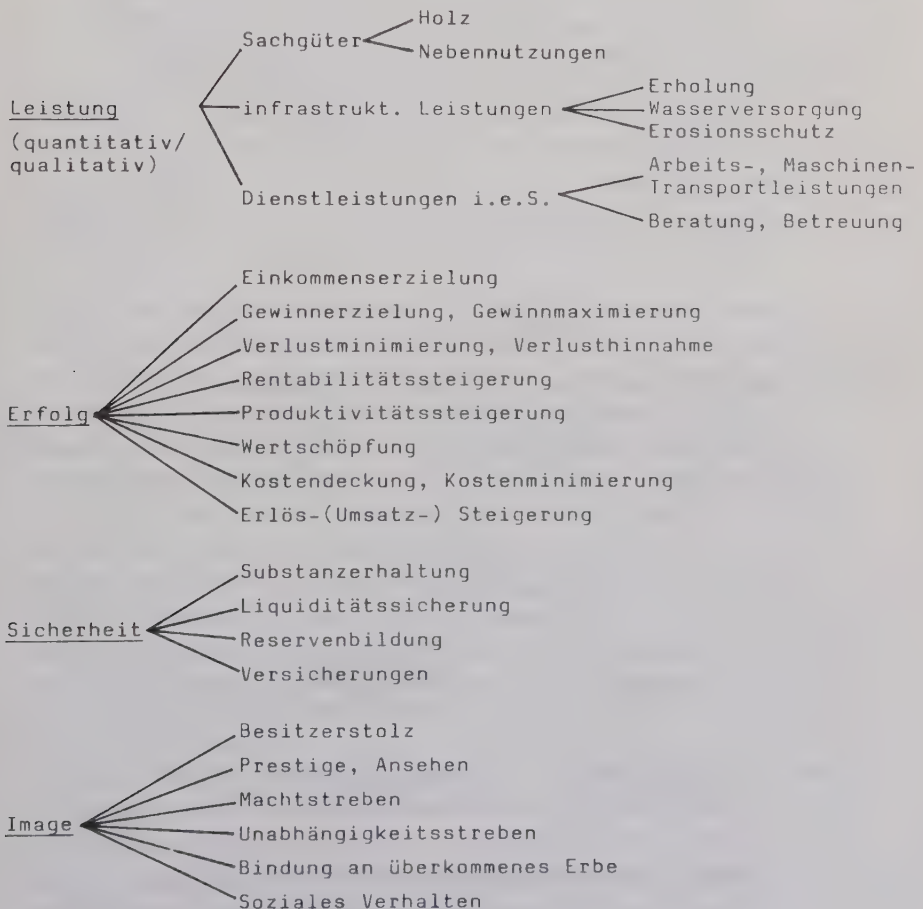


Abb. 2: Elemente forstbetriebswirtschaftlicher Zielsysteme
(nach KROTH, LÜFFLER, TIMINGER 1976)

Nach Auffassung von RALL (1976) ist diese Zieleinteilung mit gewissen Einschränkungen, insbesondere in der Zielsetzung Leistung, auch auf den holzwirtschaftlichen Bereich zu übertragen.

HEINEN (1971) stellt verschiedene Systembeispiele für Unternehmensziele vor, wobei dem Gewinn bzw. dem Rentabilitätsstreben aufgrund empirischer Untersuchungen die zentrale Stellung eingeräumt wird. Beispielhaft soll unter diesem Aspekt ebenfalls unkommentiert ein komplexes Mittel-Zweck-Schema für die wichtigsten Unternehmerziele dargestellt werden (Abbildung 3).

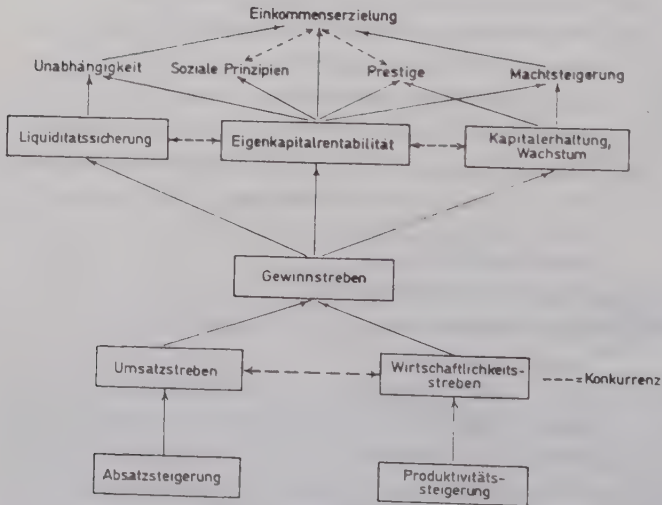


Abb. 3: Induktiv orientiertes Mittel-Zweck-Schema der wichtigsten Unternehmerziele (nach HEINEN, 1971)

Die zwischen den einzelnen Zielen bestehenden Beziehungen können nach Beziehungstypen geordnet werden. So können die Beziehungen beispielsweise symmetrisch oder asymmetrisch sein. Symmetrische Beziehungen liegen vor, wenn zwischen zwei Zielen eine wechselseitige Verbundenheit besteht, d.h. wenn die Veränderung des einen Zieles auch eine Veränderung des anderen Zieles bewirkt und umgekehrt, wie beispielsweise im Falle von Liquidität und Rentabilität. Asymmetrische Beziehungen sind dann gegeben, wenn ein Ziel von der Veränderung des anderen Zieles abhängig ist und die Beziehung nicht umkehrbar ist. Als Beispiel kann hier die Gewinn-Kostenbeziehung genannt werden. In einem solchen Falle spricht man auch von einer Mittel-Zweck-Beziehung, d.h. die Erreichung des einen Zieles kann als Mittel zur Erreichung des anderen Zieles angesehen werden.

Ferner können die Beziehungen zwischen Zielen komplementär, konkurrierend oder indifferent (neutral) sein. Ziele stehen miteinander in komplementärer Beziehung, wenn die Erfüllung eines Zieles auch die Erfüllung eines anderen Zieles verbessert, wie in der Regel der Gewinn und der Umsatz. Das Verhältnis zwischen Zielen ist konkurrierend, wenn die Erfüllung eines Zieles zu einer Verringerung des Erfüllungsgrades des anderen Zieles führt (z.B. Einkommen und soziale Bestrebungen). Die Beziehungen werden als indifferent oder neutral bezeichnet, wenn die Erfüllung eines Zieles auf die Erfüllung des anderen Zieles keinen Einfluß ausübt; zwischen den beiden Zielen besteht vollkommene Unabhängigkeit, wie z.B. zwischen Liquidität und Produktionskosten.

Unter marktwirtschaftlichen Bedingungen kann im privat- oder erwerbswirtschaftlichen Bereich die langfristige Maximierung des Gewinnes in der Regel als das wichtigste Ziel einer Unternehmung angesehen werden (vgl. BIDLINGMAIER 1968, HEINEN 1971, KIRSCH 1968, 1975, WÖHE, 1973). Dieses Ober-

zie" wird unter gewissen Nebenbedingungen angestrebt, die je nach Wirtschaftslage einmal stärker monetärer (wie beispielsweise Sicherung der Zahlungsbereitschaft, Umsatzsteigerung, Kapitalerhaltung), einmal stärker nicht-monetärer Natur sind (z.B. Unabhängigkeitsstreben, Machtstreben, Prestigestreben, Verwirklichung sozialetischer Vorstellungen).

Die theoretische und die empirische Zielforschung haben in jüngerer Zeit wachsende Bedeutung erlangt. Empirische Untersuchungen über Unternehmungsziele in der Sägeindustrie sind vorerst allerdings aber sehr spärlich. Dem Autor ist lediglich eine Studie von RALL (1976) bekannt, in der auf Grund einer Umfrage versucht wird, Unternehmungsziele holzwirtschaftlicher Betriebe im Landkreis Rosenheim zu analysieren.

3.2 Die Kostendeckung als oberstes Zielkriterium im Betriebsvergleich

An den Betriebsvergleichen der baden-württembergischen und der schweizerischen Sägeindustrie sind zahlreiche Unternehmen mit unterschiedlichen Zielsystemen beteiligt. Von dem vorerwähnten Tatbestand ausgehend, daß überwiegend die Gewinnmaximierung als zentrales Ziel zu betrachten ist, einigte man sich, die "Kostendeckung" als hierarchisch höchstes Kriterium anzusehen. Die Kostendeckung steht im Betriebsvergleich als Ausdruck für den Gewinn bzw. den Verlust.

Der im Prinzip beiden Betriebsvergleichen zugrundeliegende, auf die Kostendeckung hinführende Aufbau soll am Beispiel des baden-württembergischen Vergleiches erläutert werden.

Die Kostendeckung (z) steht als Sammelbegriff für Kostenüber- und Kostenunterdeckung. Sie wird im Betriebsvergleich für jeden teilnehmenden Betrieb (DM/cbm) im Jahresdurchschnitt ausgewiesen. Die Kostendeckung resultiert unmittelbar aus

- den Erlösen (y_1),
 y_{11} = Erlöse für Schnittholz in DM/cbm ¹⁾
 y_{12} = Erlöse für Industrierestholz in DM/fm
- der Ausbeute (y_2),
 y_2 = Mengenausbeute an Schnittholz in Prozent ²⁾
- den Kosten (y_3),
 y_3 = Kosten DM/cbm ³⁾

Es gilt:

$$z = y_{11} + \frac{y_{12} \cdot 100}{y_2} - y_3 \quad (\text{DM/cbm}).$$

1) Im Betriebsvergleich wird der Schnittholzerlös grundsätzlich als ab Werk-Erlös ohne Frachtkosten, Verkaufsprovision und Skonto ausgewiesen.

2) Die aus einer bestimmten Menge Rundholz (in Festmeter) erzeugte Menge Schnittholz (in Kubikmeter) nennt man die quantitative Ausbeute oder Mengenausbeute. Sie wird in der Regel kurz mit Ausbeute bezeichnet und in Prozentwerten angegeben:

$$\text{Ausbeute} = \frac{\text{Haupterzeugnis (cbm)} + \text{Nebenerzeugnis (cbm)}}{\text{Volumen Rundholz (fm)}} \cdot 100 \%$$

3) Die Kosten werden im Betriebsabrechnungsbogen (Kapitel 4) erläutert, ebenso wie in der Liste der aus den Betriebsvergleichen Baden-Württembergs und der Schweiz entnommenen und bereits verdichteten Kostendeckungskomponenten (Kapitel 2).

Somit kann die Kostendeckung als eine Funktion der Erlöse, der Ausbeute und der Kosten angesehen werden. In mathematischer Ausdrucksweise läßt sich auch schreiben

$$z \cong f(y_1 \dots y_i).$$

Die unabhängigen Variablen dieser Gleichung sind als Kostendeckungskomponenten (y_i) bezeichnet.

Sie werden ihrerseits von einer Vielzahl von Einflüssen bestimmt, die wir mit Kostendeckungsfaktoren bezeichnen wollen. Diese werden wir der besseren Übersicht wegen in für die Sägeindustrie wichtige Gruppen einteilen:

- die Gruppe der rundholzabhängigen,
- die Gruppe der betriebsabhängigen und
- die Gruppe der standortabhängigen Faktoren.

Es gilt folgende Beziehung:

$$y_i = f(x_i).$$

Unter rundholzabhängigen Kostendeckungsfaktoren verstehen wir Einflüsse auf die Kostendeckung bzw. auf die Kostendeckungskomponenten, die vom eingesetzten Rohstoff, dem Rundholz, ausgehen. Die betriebsabhängigen Faktoren betreffen im wesentlichen die von Seiten des Betriebes zu gestaltenden Einflüsse. Standortabhängige Kostendeckungsfaktoren sind solche, die Niveauunterschiede in den Kosten oder Erlösen, welche sich in verschiedenen Regionen einpendeln, erfassen.

Der vollständige mathematische Zusammenhang lautet jetzt in allgemeiner Form

$$z = f(y_i(x_i))$$

oder, wie man auch verkürzt schreiben kann

$$z = f(x_i).$$

Kostendeckungskomponenten und Kostendeckungsfaktoren bilden zusammen die Determinanten der Kostendeckung.

Wenn im weiteren Verlauf der Arbeit die direkten Beziehungen zwischen Kostendeckung und Kostendeckungsfaktoren aufgestellt werden, dann sollte man sich jeweils vor Augen halten, daß die vollständige Ursachenkette (Mittel-Zweck-Beziehung) von den Kostendeckungsfaktoren über die Kostendeckungskomponenten zur Kostendeckung geht.

Abbildung 4 verdeutlicht schematisch diese Zusammenhänge und zeigt die Zielhierarchie der Datenkomplexe:

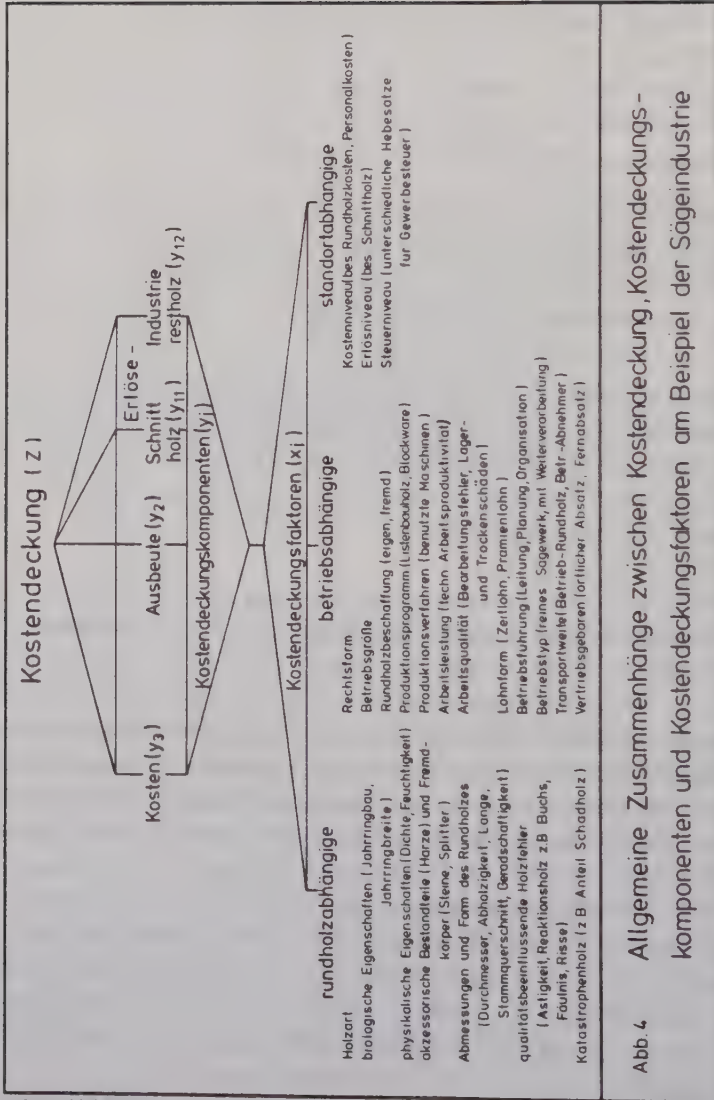
Kostendeckung
Kostendeckungskomponenten
Kostendeckungsfaktoren

Die Darstellung zeigt außerdem für jede Gruppe von Kostendeckungsfaktoren eine Liste von Einzelfaktoren, die erfahrungsgemäß in der Sägeindustrie eine besonders wichtige Rolle spielen. Die Aufzählung erhebt allerdings keinen Anspruch auf Vollständigkeit.

.3 Interpretation der Kostendeckung und der Kostendeckungskomponenten

Die Kostendeckung - in den Betriebsvergleichen als Ausdruck für den Gewinn je Leistungseinheit - besteht letztendlich aus der Differenz zwischen Erlösen und Kosten unter Einbezug der Ausbeute. Weder bestehen in der betriebswirtschaftlichen Literatur über den Gewinnbegriff bzw. in unserem Fall über den Kostendeckungsbegriff einheitliche Auffassungen, noch ist den schweizerischen bzw. baden-württembergischen Betriebsvergleichen eine einheitliche Begriffsbasis zugrundegelegt. Deshalb scheinen einige theoretische Überlegungen bezüglich der Kostendeckung und der Kostendeckungskomponenten, Erlöse und Kosten angebracht.

Die Abweichungen in den Auffassungen über den Kostendeckungsbegriff sind weniger auf abweichende Interpretation der



Erlöse als positiver Kostendeckungskomponente, sondern vielmehr auf eine unterschiedliche Interpretation des Kostenbegriffs als negativer Kostendeckungskomponente zurückzuführen (vgl. KIRSCH 1968).

Eine Interpretation der Kostendeckung, wie sie dem Betriebsvergleich Baden-Württembergs zugrunde liegt, wird am ehesten verständlich, wenn man ihr Zustandekommen auf eine Aufwands-Ertragsrechnung ¹⁾ (GuV) der Finanzbuchhaltung bzw. auf eine Kosten-Leistungsrechnung der Betriebsbuchhaltung (Betriebsabrechnung) zurückführt ²⁾ (vgl. Abb. 5). Zunächst setzt sich die Kostendeckung aus Ertrag und Aufwand zusammen, die beide pagatorisch determiniert sind ³⁾. Betrachten wir

1) Im modernen Rechnungswesen für die Sägeindustrie und verwandte Industrien ist in Teil 2 (Kontenrahmen-Erläuterung) ein Beispiel einer korrekten Aufwands-Ertragsrechnung als kostenartenbezogene Brutto-Erfolgsrechnung zu finden.

2) Nachfolgend werden nur wenige Begriffe der Aufwands-Ertragsrechnung bzw. der Kosten-Leistungsrechnung definiert. Wer tiefer in die Sachzusammenhänge und in die begriffliche Abgrenzung eindringen will, sei auf die einschlägige Literatur verwiesen wie beispielsweise: FEDERMANN (1976), FUCHS/NEUMANN-COSEL (1976, S. 27 ff.), GÜTZINGER/MICHAEL (1981), HABERSTOCK (1977, S. 15 ff.), HEINEN (1976, S. 789 ff.), KOSIOL (1979), LÖFFELHOLZ (1975, S. 724 ff.), SCHWEITZER/HETTICH/KÜPPER (1976, 1979), WÖHE (1978).

3) pagare (lat.) = zahlen.

Pagatorisch nennt man Vorgänge, die an tatsächliche Zahlungsvorgänge anknüpfen wie z.B. Ausgaben-Einnahmen. Unter Aufwand versteht man den Wertverzehr, unter Ertrag den Wertzuwachs innerhalb einer Unternehmung während einer Abrechnungsperiode. Da Aufwand periodisierte Ausgaben, Erträge periodisierte Einnahmen darstellen, sind sie eindeutig pagatorisch bestimmt. (HEINEN 1976, S. 790)

Kostendeckung

Ertrag		Unternehmens- erfolg		Aufwand	
Zweckertrag		Betriebserfolg		Zweckaufwand	
z.B. Umsatzerlöse, Erhöhungen der Bestände an Halb- und Fertigwaren		Neutraler Ertrag		Neutraler Aufwand	
		Neutr. Erfolg			
		1	2	3	
		betriebsfremder Ertrag z.B. Kursgewinne und Zinsinnahmen aus nicht betriebsnotwendigen Wertpapierbeständen		betriebsfremder Aufwand z.B. Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffe, Löhne und Gehälter, Versicherungen, Beiträge, Abschreibungen auf Anlagevermögen, effektive Zinsen auf Fremdkapital	
		betriebsfremder außerordentlicher Ertrag z.B. Erträge aus Verkauf von Grundstücken und Maschinen, sofern der Erlös den Buchwert übersteigt		betriebsfremder außerordentlicher Aufwand z.B. Unfall-, Feuerschaden, Verkauf geordneter Anlagen unter Buchwert	
		betriebsfremder ordentlicher periodenfremder Ertrag z.B. Auflösung überhöhter Rückstellungen		betriebsfremder ordentlicher periodenfremder Aufwand z.B. Spenden, Schenkungen, Verluste aus Wertpapieren	

Daten aus der Finanzbuchhaltung

nein	Umsatzerlöse f Schnitt- u. Industrieriesholz	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	ja	überwiegend ja
nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	ja	ja
Grundleistung		Betriebsergebnis rein pagatorisch		Grundkosten		Zusatzkosten		Kosten			
Zusatzleistung	z.B. Bestandserhöhung selbstgestellter immaterieller Güter wie selbstgestellter Patente					Echte		Andersvost			
						1		2		3	
						3		4		4	
						4		5		5	
						5		kalkulatorische Miete		kalkulatorische Miete	
								kalkulatorische Abschreibungen		kalkulatorische Abschreibungen	
								Zinsen auf Eigenkapital		Zinsen auf Eigenkapital	
								kalkulatorischer Unternehmerlohn		kalkulatorischer Unternehmerlohn	
Leistung								wertermäßig		Kosten	
										pagatorischer Kostenbegriff	
										wertermäßig Kostenbegriff	

zunächst die Ertragsseite. Die Umwandlung des Ertrages in Leistungen vollzieht sich in zwei Schritten. Zunächst hat eine Sichtung aller pagatorisch erfaßten Erträge auf ihren betrieblichen Leistungscharakter zu erfolgen. Dies führt zur Trennung der Erträge in den Zweckertrag (= leistungsbezogener Ertrag) und in neutrale Erträge. Beispiele für Zweckerträge und neutrale Erträge sind in Abbildung 5 aufgeführt. Im Betriebsvergleich Baden-Württembergs sind die neutralen Erträge nicht berücksichtigt. Nur die Zweckerträge sind ausgewiesen. Sie sind in der Betriebsabrechnung mit den Grundleistungen ¹⁾ identisch. Im Betriebsvergleich sind im einzelnen ausgewiesen:

Umsatzerlöse ²⁾ für Schnittholz, Industrierestholz und innerbetriebliche Verrechnungserlöse. Die Veränderungen durch Bestandserhöhungen fehlen. Nicht berücksichtigt werden außerdem die Zusatzleistungen. Somit ist im Betriebsvergleich der Zweckertrag bzw. die Grundleistung ohne Berücksichtigung von Bestandsveränderungen als pagatorischer Leistungsbegriff erfaßt. Im Schweizer Betriebsvergleich sind ertrags- bzw. leistungsmäßig keine Angaben vorhanden.

Der Aufwand kann unter dem Aspekt der betrieblichen Leistungsbezogenheit ebenfalls in Zweckaufwand (= leistungsbezogener Aufwand) und neutralen Aufwand gegliedert werden. Beispiele hierfür sind der Abbildung 5 zu entnehmen. Wir konzentrieren uns auf den Zweckaufwand der Finanzbuchhaltung, da nur dieser über den Betriebsvergleich erfaßt wird, der mit den Grundkosten ¹⁾ in der Betriebsabrechnung identisch ist.

1) Voraussetzung ist Bewertungsgleichheit.

2) Als Erlös bezeichnet man den Geldwert der umgesetzten Teile des Ertrages. Die Begriffe Umsatzertrag und Umsatzerlös können also synonym verwendet werden. vgl. WÜHE (1978, S. 744).

In den Betriebsvergleichen Baden-Württembergs sind bei nahezu allen Betrieben der Zweckaufwand bzw. die Grundkosten ermittelt. Gewisse Teile des neutralen Aufwandes können unter Umständen bei reiner Finanzbuchhaltung in den Zweckaufwand mit einfließen, wenn beispielsweise die bilanziellen Abschreibungen höher sind, als sie eine kalkulatorische Kostenrechnung ansetzen würde ¹⁾. Somit entsprechen die Kosten des baden-württembergischen Betriebsvergleiches weitgehend einem pagatorischen Kostenbegriff. Zusätzlich werden jedoch auch echte Zusatzkosten in Form kalkulatorischen Unternehmerlohnes berücksichtigt, d.h. die pagatorischen Kosten werden tendenziell auf den wertmäßigen Kostenbegriff ²⁾ erweitert. Somit kann für die meisten Betriebe die Kostendeckung interpretiert werden

- unter dem Aspekt der Finanzbuchhaltung näherungsweise als Betriebserfolg

$$\text{Kosten-} \approx \frac{\text{Zweckertrag}}{\text{Zweckaufwand} + \text{Unternehmerlohn}} = \begin{array}{l} \text{Betriebs-} \\ \text{erfolg incl.} \\ \text{Unternehmer-} \\ \text{lohn} \end{array}$$

- unter dem Aspekt der Betriebsabrechnung als gute Annäherung an ein überwiegend pagatorisches Betriebsergebnis

$$\text{Kosten-} \approx \frac{\text{Grundleistung}}{\text{Grundkosten} + \text{Unternehmerlohn}} = \begin{array}{l} \text{Betriebser-} \\ \text{gebnis (paga-} \\ \text{torisch)} \end{array}$$

1) vgl. KOSIOL (1979, S. 114)

2) Der wertmäßige Kostenbegriff interpretiert Kosten als den leistungsbedingten, bewerteten Güterverzehr. Er ist in der Theorie und Praxis der vorherrschende Kostenbegriff (vgl. HEINEN (1976, S. 792)).

Die Kostendeckung hat also in der weit überwiegenden Mehrheit einen pagatorischen Leistungs- und Kostenbegriff zur Basis. Letzterer weist durch den Einbezug des Unternehmerlohnes eine Tendenz zum wertmäßigen Kostenbegriff auf.

Im Betriebsvergleich Baden-Württembergs haben nur wenige Betriebe die übrigen Zusatzkosten, wie kalkulatorische Zinsen auf Eigenkapital, kalkulatorische Abschreibungen und andere, berücksichtigt. Die Kostendeckung entspricht in diesen Fällen mit erwähnten Einschränkungen dem Betriebsergebnis, das auf einem pagatorischen Leistungs- und einem wertmäßigen Kostenbegriff aufbaut. Um zum pagatorischen Betriebsergebnis abzugrenzen, wäre dieses Ergebnis als wertmäßiges Betriebsergebnis zu bezeichnen.

$$\text{Kostendeckung} = \frac{\text{Grundleistung}}{\text{Grundkosten} + \text{Zusatzkosten}} = \begin{matrix} \text{Betriebs-} \\ \text{ergebnis} \\ \text{(wertmäßig)} \end{matrix}$$

Die Kosten der Schweiz sind auf dem wertmäßigen Kostenbegriff aufgebaut. Neben Unternehmerlohn werden als Zusatzkosten beispielsweise kalkulatorische Abschreibung und kalkulatorische Zinsen nach einheitlichen Richtlinien ermittelt.¹⁾

1) persönliche Mitteilung von Herrn Weikart, dem Leiter der schweizerischen Auswertungsstelle auf einem Unternehmerseminar im März 1980.

4 DESKRIPTIVE AUSWERTUNG

4.1 Methodik

Ziel dieses Teils der Arbeit ist es, Vorstellungen über die Größenordnung der Kostendeckung und der auf sie wirkenden Einflüsse, überwiegend im Jahrzehnt 1970-1979, zu vermitteln. Zu diesem Zweck werden mittels einfacher statistischer Maßzahlen, vorwiegend (arithmetischer) Mittelwerte, die zeitlichen Veränderungen wichtiger Einzelmerkmale in absoluter Größenordnung und in Indexreihen untersucht. Als weitere Maßzahlen werden durchschnittliche Änderungsraten, Variationsbereiche und zur Kennzeichnung prozentualer Anteile Gliederungszahlen angegeben.

4.2 Kostendeckung

Die Entwicklung der Kostendeckung der Teilnehmer am Betriebsvergleich Baden-Württembergs wird anhand der gewogenen arithmetischen Mittelwerte dargestellt. Die Werte gelten ausschließlich für Nadelholz.

In der Dekade 1970-1979 zeigt die Kostendeckung einen recht wechselhaften Verlauf (Abb. 6 und Tab. 13). In der Regel konnte die Sägeindustrie im Branchendurchschnitt eine geringe Kostenüberdeckung erwirtschaften, die aber nur 1974 über +4,30 DM/fm hinausgeht. 1975 und 1979 ist im Durchschnitt der Teilnehmer eine Kostenunterdeckung zu verzeichnen. Über den gesamten Zeitraum gesehen weist die Kostendeckung eine leicht fallende Tendenz auf (durchschnittliche Änderungsrate -0,29 DM/fm).

In Abb. 6 und Tab. 13 ist auch die Entwicklung des erntekostenfreien Erlöses der baden-württembergischen Staatsforstverwaltung, näherungsweise auf Nadelholz bezogen, angegeben.

Interessanter und aussagefähiger wäre natürlich ein mit der Kostendeckung des Betriebsvergleiches besser vergleichbarer Wert aus der Forstwirtschaft; ein solcher stand für den fraglichen Zeitraum leider nicht zur Verfügung.

Von 1970 bis 1976 weisen die Mittelwerte der Kostendeckung der Sägeindustrie und des holzerntekostenfreien Erlöses der baden-württembergischen Staatsforstverwaltung in der Tendenz einen sehr ähnlichen Verlauf auf. Nach 1976 ändert sich das Bild auffallend: einer überwiegend rückläufigen Kostendeckung der Sägewerke steht ein sprunghafter Anstieg des erntekostenfreien Erlöses der Forstwirtschaft gegenüber.

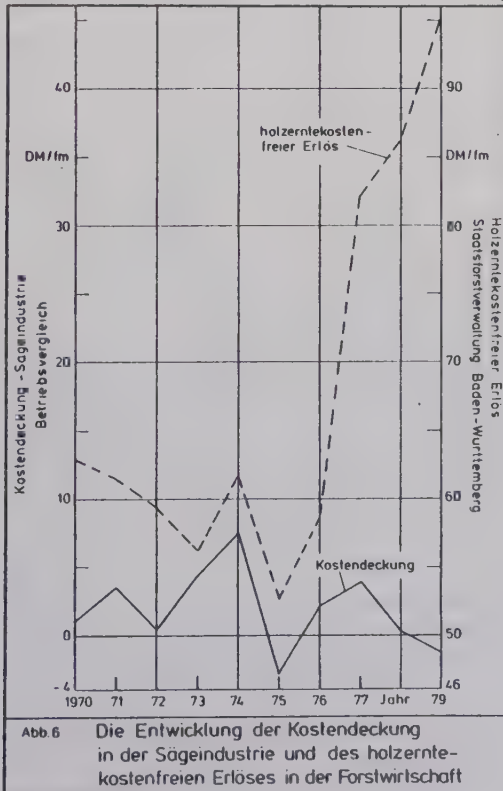


Tabelle 13: Die Entwicklung der Kostendeckung in der Sägeindustrie (Nadelholz) Baden-Württembergs und des holzerntekostenfreien Erlöses (Nadelholz) ¹⁾ der baden-württembergischen Staatsforstverwaltung im Zeitraum 1970-1979.

Jahr	Kostendeckung ²⁾ DM/fm	Holzerntekostenfreier ¹⁾ Erlös DM/fm
1970	+ 1.04	62.96
1971	+ 3.51	61.52
1972	+ 0.36	59.29
1973	+ 4.30	56.31
1974	+ 7.53	61.61
1975	- 2.76	52.63
1976	+ 2.05	58.58
1977	+ 3.88	82.22
1978	+ 0.22	86.27
1979	- 1.21	94.28
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr	- 0.29	+ 5.57 + 5.7 %

1) Quelle: Forststatistische Jahrbücher Baden-Württemberg, Kennzahlen für den Ländervergleich

Der holzerntekostenfreie Erlös für Nadelholz kann aus den Angaben der statistischen Jahrbücher nur näherungsweise berechnet werden. Auf der Erlösseite kann der durchschnittliche Verkaufserlös für Nadelholz ermittelt werden. Könnte man hier die genaue Abgrenzung zwischen Nadelstammholz und Industrieholz vornehmen, dürften die Verkaufserlöse für das Nadelstammholz deutlich höher ausfallen. Auf der Kosten- seite können die Holzerntekosten nur für den Durchschnitt aller Holzarten ermittelt werden. Könnte man hier zwischen Laub- und Nadelholz abgrenzen, so ist anzunehmen, daß für Nadelholz infolge eines geringeren Industrieholzanteils geringere Holzerntekosten zu erwarten sind. Zum anderen kann davon ausgegangen werden, daß bei einer Abgrenzung von Nadelstammholz und Industrieholz (NH) die Holzerntekosten für Stammholz aufgrund des Stück-Masse-Gesetzes niedriger sind.

Insgesamt kann davon ausgegangen werden, daß der holzerntekostenfreie Erlös für Nadelstammholz tatsächlich auf noch höherem Niveau liegt.

2) gewogener arithmetischer Mittelwert

4.3 Kostendeckungskomponenten

4.3.1 Erlöse

In den baden-württembergischen Betriebsvergleichen wird unterschieden zwischen Erlösen für Schnittholz und Erlösen für Industrierestholz. Die Summe dieser beiden ergibt den Gesamterlös. Die gewogenen arithmetischen Mittelwerte der Gesamterlöse der Jahre 1970 bis 1979 sind der Spalte 2 der Tabelle 14 zu entnehmen. Im Durchschnitt der Dekade beträgt die jährliche Änderungsrate + 5,6 %. Zum Vergleich sind aus Spalte 4 dieser Tabelle die Durchschnittserlöse der baden-württembergischen Staatsforstverwaltung für Nadelstammholz zu ersehen.

Tabelle 14: Durchschnittserlöse und Indexzahlen für Nadelholz in der Sägeindustrie und in der Forstwirtschaft in den Jahren 1970 - 1979

Jahr	Gesamterlöse - 1) Sägeindustrie		Durchschnittserlöse für 2) Nadelstammholz (Fi/Ta/Dgl)	
	DM/fm	%	DM/fm	%
1970	150.74	100.0	97.32	100.0
1971	153.54	101.9	98.73	101.4
1972	147.99	98.2	95.06	97.7
1973	172.22	114.2	99.15	101.9
1974	193.56	128.4	115.75	118.9
1975	180.11	119.5	109.54	112.6
1976	194.32	128.9	113.09	116.2
1977	216.75	143.8	134.53	138.2
1978	215.39	142.9	140.31	144.2
1979	226.56	150.3	149.43	153.6
durchschnittl. Änderungsrate pro Jahr	+ 5.6 %		+ 5.9 %	

1) Die Gesamterlöse - Sägeindustrie sind gewogene arithmetische Mittelwerte und gelten für Nadelholz.
Quelle: Betriebsvergleich Baden-Württemberg

2) Die Durchschnittserlöse für Nadelstammholz (Fi/Ta/Dgl.) sind auf die durchschnittliche Maßzahl des Jahres 1979 bezogen.
Quelle: Forststatistisches Jahrbuch Baden-Württemberg 82
Die Holzarten Fi/Ta/Dgl. machen in den Jahren 1970 - 1979 etwa 89 - 92 % des gesamten Nadelstammholzes aus.

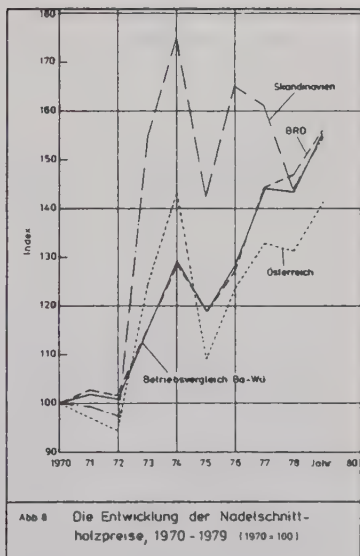
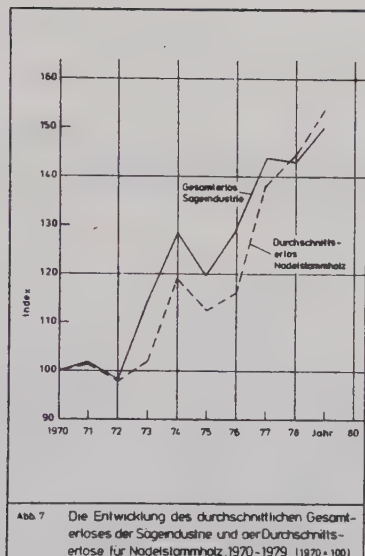
In Abb. 7 werden die durchschnittlichen Gesamterlöse für die Sägeindustrie nach Betriebsvergleich und die Durchschnittserlöse für Nadelstammholz der baden-württembergischen Staatsforstverwaltung in Form ihrer Indexzahlen (1970 = 100) verglichen. Bei ähnlicher Gesamttendenz sind im Detail doch Unterschiede zu erkennen: Nach 1972 fallen die Nadelstammholzerlöse hinter die Erlöse der baden-württembergischen Sägeindustrie zurück. Es entsteht eine Differenz, die bis 1977 in etwa erhalten bleibt. 1978 werden die Erlöse der Sägeindustrie überholt. Danach zeigen beide wieder eine gleichlaufende Entwicklung.

Einen Einblick in die Entwicklung der Nadelschnittholzpreise geben die Indices für die Teilnehmer des baden-württembergischen Betriebsvergleiches, die Erzeugerpreise ¹⁾ in der BRD sowie die Einfuhrpreise ²⁾ von Skandinavien und Österreich (Abb. 8).

Für alle Indices kann auch hier eine ähnliche Gesamttendenz mit Detailunterschieden festgestellt werden. Für die Teilnehmer des Betriebsvergleiches und die Erzeugerpreise der BRD ist der Kurvenverlauf von 1970 - 1977 relativ stetig und nahezu deckungsgleich. Zwischen diesen beiden sind Unterschiede nur im Jahr 1978 zu beobachten. Während sich die Teilnehmer des Betriebsvergleiches ähnlich wie die Einfuhrpreise verhalten, paßt sich der Erzeugerindex der BRD eher dem Trend des Index für Nadelstammholz (Abb. 8) an. Dieser

1) Quelle: Statistisches Bundesamt Wiesbaden
Fachserie 17, Reihe 2, Preise und Preisindices
für gewerbliche Produkte (Erzeugerpreise).

2) Quelle: dito., Reihe 8, Preise und Preisindices für
Ein- und Ausfuhr.



Tatbestand kann als Indiz dafür gesehen werden, daß die Sägeindustrie Baden-Württembergs eine starke Verflechtung mit den internationalen Schnittholzmärkten aufweist. Anhand dieser Indices kann sogar vermutet werden, daß die süd-(west) deutsche Sägeindustrie stärkere Verflechtungen aufweist als das übrige Bundesgebiet. Die Einfuhrpreise von Skandinavien und Österreich schlagen hektischer aus. Zwischen 1972 und 1974 steigen sie stark in die Höhe. Während die skandinavischen Einfuhrpreise in den folgenden Jahren auf hohem Niveau beträchtlich schwanken, fallen die österreichischen Einfuhrpreise ab 1975 auf ein niedrigeres Niveau zurück.

Abb. 9 und Tab. 15 zeigen die Erlösentwicklung getrennt für Schnittholz und Industrierestholz in Baden-Württemberg. Das Industrierestholz der Sägewerke geht überwiegend an die Zellstoff- und Papier- sowie an die Spanplattenindustrie. Kraft ihrer starken Position sind diese Abnehmer in der Lage, den Restholzpreis mehr oder minder zu diktieren. Abb. 9 läßt deutlich erkennen, daß der Restholzpreis in der betrachteten Dekade häufig anderen Bestimmungsgründen unterlag als der Schnittholzerlös.

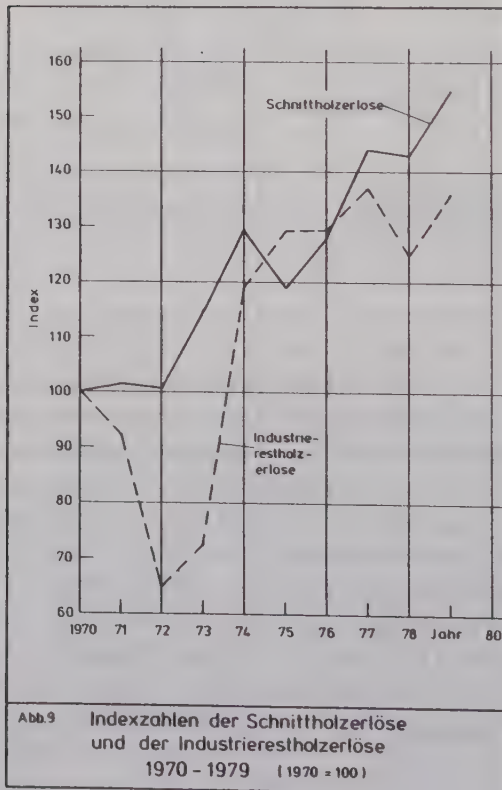


Tabelle 15: Die Entwicklung der Schnittholzerlöse und der
Industrierestholzerlöse 1970 - 1979

Jahr	Anzahl Betriebe	Schnittholzerlöse ¹⁾		Industrierestholzerlöse ¹⁾	
		DM/cbm	%	DM/fm	%
1	2	3	4	5	6
1970	62	210,34	100,0	7,63	100,0
1971	63	214,08	101,8	7,07	92,7
1972	54	212,18	100,9	4,95	64,9
1973	63	241,52	114,8	5,62	73,7
1974	70	271,73	129,2	9,07	118,9
1975	78	249,61	118,2	9,86	129,2
1976	84	269,14	128,0	9,86	129,2
1977	93	302,89	144,0	10,45	137,0
1978	93	301,64	143,4	9,56	125,3
1979	96	325,86	154,9	10,37	135,9

1) arithmetische Mittelwerte für alle Betriebe der Betriebs-
vergleiche

4.3.2 Ausbeute

Für die sehr materialintensive Sägeindustrie ist eine
möglichst genaue Kenntnis der Ausbeute von besonderer
Bedeutung. Die in der Sägeindustrie erzeugten Produkte
lassen sich in folgende Gruppen einteilen:

- (sägeraues) Schnittholz, dieses unterteilt in
 - Haupterzeugnisse (HE) und
 - Nebenerzeugnisse (NE),
- Industrierestholz, dieses wiederum gliedert in
 - stückiges Restholz (RH) (Schwarten und Spreißel, Hackschnitzel) und
 - Späne (SP).

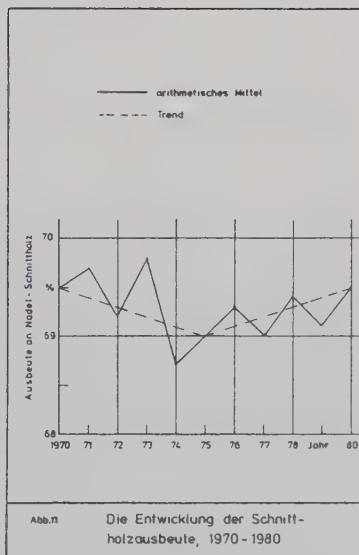
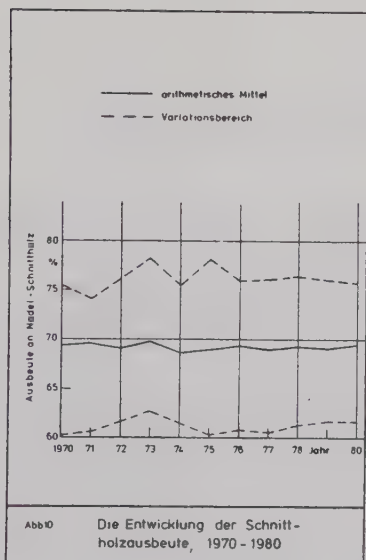
Das eigentliche Produktionsziel ist die Erzeugung von Schnittholz und hierbei insbesondere von Haupterzeugnissen. Alle anderen Produkte fallen als Kuppelprodukte an. Ende 1981 herrschten im Süden der Bundesrepublik Deutschland etwa folgende Preisrelationen zwischen den vier Produktgruppen:

HE : NE : RH : SP = 100 : 60 : 13 : 6

Daraus wird deutlich, wie wichtig ein möglichst hoher Anteil an Schnittholz, und vor allem an Haupterzeugnissen, für den Betriebserfolg ist.

Die aus einer bestimmten Menge Rundholz (in Festmeter) erzeugte Menge Schnittholz (in Kubikmeter) nennt man quantitative Ausbeute, Mengenausbeute oder Schnittholzausbeute. Betrachtet man dabei nur die Haupterzeugnisse, so spricht man von Haupterzeugnisausbeute. Entsprechendes gilt für die Nebenerzeugnisse. Die Ausbeute wird in der Regel in Prozent angegeben.

Die am baden-württembergischen Betriebsvergleich teilnehmenden Sägewerke verzeichneten im Durchschnitt der Jahre 1970 - 1979 eine Schnittholzausbeute von 69,3 %, die Jahresdurchschnittswerte schwanken in einem engen Rahmen zwischen 68,7 und 69,8 %.



Eine erste, grobe Übersicht (Abb. 10 und Tab. 16) läßt keinen klaren Trend erkennen. Die ebenfalls dargestellten oberen und unteren Extremwerte von etwa 78 und 60 % machen den erheblichen Variationsbereich der einzelbetrieblichen Werte deutlich. Analysiert man die Mittelwerte der Ausbeute genauer, so scheinen sich innerhalb des Beobachtungszeitraums zwei Tendenzen abzuzeichnen (Abb. 11): Zu Beginn der siebziger Jahre weist die Schnittholzausbeute einen sinkenden Trend auf, im Jahre 1974 bzw. 1975 scheint diese Entwicklung gebrochen, für den folgenden Zeitabschnitt 1975 - 1980 zeigt sich ein Aufwärtstrend von 0,1 Ausbeute-prozent je Jahr.

Für die Haupt- bzw. Nebenerzeugnisausbeute lassen sich keine einschneidenden Veränderungen feststellen (Tab. 16). In der Mehrzahl der Jahre liegt die durchschnittliche Haupterzeugnisausbeute zwischen 48 und 49 %. Nur dreimal liegt sie über 49 %, wobei im Jahr 1972 mit 50,3 % der Höchstwert erreicht wird. Die Schwankungsbreite ist erheblich, 1979 beispielsweise von 37 - 57 %. Die Mittelwerte der Nebenerzeugnisausbeute pendeln zwischen etwa 20 und 21,6 % und liegen nur im Jahr 1972 unter 20 %. Auch hier ist der Variationsbereich beträchtlich. Analysiert man die durchschnittliche Haupt- und Nebenerzeugnisausbeute detaillierter, so kann man nach den Abbildungen 12 und 13, insbesondere für den Zeitabschnitt 1975 - 1980, folgende Entwicklung erkennen: Die Hauptezeugnisausbeute zeigt sinkende, die Ausbeute an Nebenerzeugnissen hingegen leicht steigende Tendenz. Die in diesem Zeitraum konstatierte zunehmende Schnittholzausbeute kam demnach nicht der Gruppe der Hauptezeugnisse zugute, sondern den weniger wertvollen Nebenerzeugnissen.

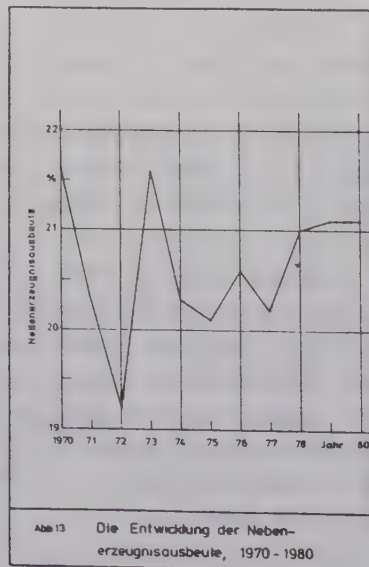
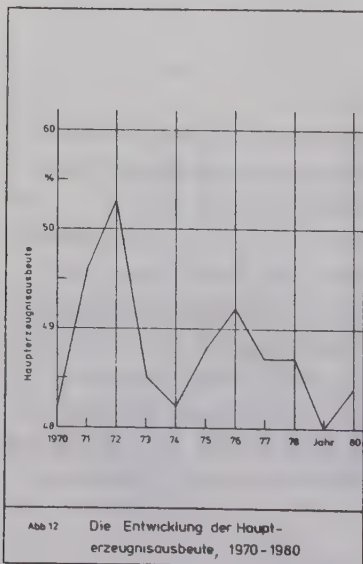


Tabelle 16: Ausbeute-Kennzahlen in der zeitlichen Entwicklung
Baden-Württemberg (1970-1980)
Arithmetische Mittelwerte und Variationsbereiche
Stratum: alle Betriebe

Jahr	Ausbeute- Nadelschnitt- holz (y_{21}) %	Ausbeute- Haupterzeugnis (y_{22}) %	Ausbeute- Nebenerzeugnis (y_{23}) %
1970	69,5 60,2...75,4	48,2 32,8...60,0	21,6 11,4...35,0
1971	69,7 60,6...74,2	49,6 38,0...65,0	20,3 6,0...32,0
1972	69,2 61,6...76,3	50,3 39,0...60,0	19,2 6,0...31,0
1973	69,8 62,5...78,4	48,5 32,0...62,0	21,6 9,0...40,0
1974	68,7 61,4...75,5	48,2 36,0...59,0	20,3 7,0...34,0
1975	69,0 60,3...78,2	48,8 35,0...65,0	20,1 7,0...32,0
1976	69,3 60,8...76,0	49,2 35,0...62,0	20,6 4,0...43,0
1977	69,0 60,6...76,2	48,7 35,0...58,0	20,2 3,0...38,0
1978	69,4 61,3...76,5	48,7 38,0...69,0	21,0 5,0...31,0
1979	69,1 61,7...76,1	48,0 37,0...57,0	21,1 5,0...29,0
1980	69,5 61,7...75,8	48,4 37,0...58,0	21,1 5,0...27,0

4.3.3 Kosten

Als Grundlage der Analysen der Kostenentwicklung wird im ersten Teil des folgenden Abschnittes ein auf das Datenmaterial der Betriebsvergleiche zugeschnittener Betriebsabrechnungsbogen vorgestellt. Im zweiten Teil wird ausgehend von diesem Betriebsabrechnungsbogen die Entwicklung einiger ausgewählter Werte für Baden-Württemberg und die Schweiz aufgezeigt.

(1) Betriebsabrechnungsbogen (vgl. Tab. 17 und Tab. 18)

Betriebsabrechnungsbogen (BAB) wurden aus den jeweiligen Betriebsvergleichen unter Berücksichtigung der entsprechenden Nomenklatur für Baden-Württemberg und die Schweiz entwickelt. Das Hauptziel dieser Untersuchung war, die Kostendaten vergleichend auszuwerten.¹⁾ Die dabei aufgetretenen Schwierigkeiten sollen anhand der folgenden vier Problemkreise diskutiert werden:

- a) Wahl der Bezugsgrößen,
 - b) Zuordnung von Kostenarten und Kostenstellen,
 - c) Vergleichbarkeit der Kostenarten,
 - d) Abgrenzung der Kostenstellen.
- a) Wahl der Bezugsgrößen

Bezüglich der Wahl geeigneter Bezugsgrößen stellten sich keine schwerwiegenden Probleme. Als einzige gemeinsame Leistungseinheit bot sich der Festmeter an, als wertmäßige Bezugsgröße wurde die jeweilige Landeswährung gewählt.

1) Zur Problematik internationaler Kostenvergleiche nimmt auch SCHNETTLER (1961, S. 220 ff.) Stellung.

b) Zuordnung von Kostenarten und Kostenstellen

Schwierigkeiten dieses Problemkreises konnten, vermutlich ohne entscheidende Abgrenzungsmängel, hilfsweise gelöst werden. So wurden die Einkaufsspesen in der Schweiz oder die übrigen Einkaufskosten in Baden-Württemberg, die im Grunde im Betriebsvergleich bereits auf Kostenstellen umgelegt waren und nicht mehr eindeutig auf die entsprechenden Positionen der Kostenarten zurückgeführt werden konnten, derart behandelt, daß sie pauschal der Kostenart sonstige Kosten in Baden-Württemberg (Tab. 17, Zeile 13) bzw. der Kostenart andere Kosten in der Schweiz (Tab. 18, Zeile 3) zugeordnet wurden. Bei der endgültigen Kostenumlage auf die Kostenstellen wurden sie wieder richtigerweise dem Beschaffungsbereich zugeteilt.

c) Vergleichbarkeit der Kostenarten

Viel gewichtiger waren die Probleme, die im Zusammenhang mit der Vergleichbarkeit der Kostenarten auftraten; denn offensichtlich wird die Vergleichbarkeit teilweise bereits durch verschiedenartige Erfassung der Primärdaten gefährdet. Die Erfassungsunterschiede zwischen dem baden-württembergischen und dem schweizerischen Betriebsvergleich erstrecken sich hauptsächlich auf:

- die Erfassung unter verschiedener begrifflicher Bezeichnung und
- die Erfassung unterschiedlich bewerteter Kostendaten.

Während die begriffliche Abgrenzung weitgehend geklärt werden konnte und durch entsprechende Abgrenzung gleich oder zumindest vergleichbar gemacht werden konnte, konnten echte Bewertungsunterschiede nicht beseitigt werden.

Nachfolgend werden verschiedene Kostenarten auf begriffliche und bewertungsmäßige Unterschiede beurteilt. Begrifflich sind die Rundholzkosten frei Werk in der Schweiz (Tab. 18, Zeile 1) mit der Summe der Rundholzkosten ab Wald und den Anfuhrkosten in Baden-Württemberg (Tab. 17, Zeile 1 und 2) in etwa gleichzusetzen. Von den Betriebsvergleichen her sind in diesen Positionen keine Bewertungsunterschiede zu erwarten.

Von den Begriffen her entsprechen sich die Personalkosten der Schweiz (Tab. 18, Zeile 2) und die Summe aus den Löhnen, Gehältern und sozialen Aufwendungen (Tab. 17, Zeile 3 + 4 + 5) in Baden-Württemberg. Diese werden im weiteren gemeinsam unter dem Begriff Personalkosten geführt. Trotz begrifflicher Gleichheit sind in den Personalkosten Bewertungsunterschiede zu suchen, die sich zumindest teilweise über einen externen Betriebsvergleich erfassen lassen. Mögliche Quellen für Bewertungsdifferenzen bei den Personalkosten können im wesentlichen sein:

- ungleicher Ansatz des Unternehmerlohnes,
- verschiedenes Entlohnungsniveau und
- verschiedene Sozialleistungen.

Während über den genauen Ansatz des Unternehmerlohnes anhand der Daten aus den Betriebsvergleichen keine Vergleiche gezogen werden können und auch die Sozialleistungen keinen Vergleich zulassen, kann ein verschiedenes Lohnniveau anhand des durchschnittlichen Stundenlohnes festgestellt werden (vgl. Kapitel 4.4.1). Ob hierfür unter Umständen auch Bewertungsunterschiede verantwortlich sind, kann nicht beurteilt werden.

Die anderen Kosten der Schweiz (Tab. 18, Zeile 3) können nach Absprache mit der neutralen Auswertungsstelle begrifflich im wesentlichen mit der Summe der Kosten aus den Hilfs- und Betriebsstoffen, den Reparaturen, der Energie, den Versicherungen und Beiträgen sowie den sonstigen Kosten aus Baden-Württemberg (Tab. 17, Zeile 6 + 7 + 8 + 10 + 13) verglichen werden. Bewertungsmäßig sollten hier keine erheblichen Abweichungen zum Tragen kommen.

Begriffliche und bewertungsmäßige Unterschiede treten bei den Kapitaldienstkosten auf. Die Kapitaldienstkosten setzen sich in Baden-Württemberg aus der AfA-bilanziell und den Zinsen zusammen (Tab. 17, Zeile 11 + 12). Sowohl die AfA als auch die Zinsen werden aus der Steuerbilanz oder der Aufwands-Ertragsrechnung entnommen. Zinsen werden zwar für Anlage- und Umlaufvermögen (Rundholz und Schnittholzvorräte) ermittelt, jedoch nur als Fremdkapitalzinsen. Eigenkapitalzinsen bleiben unberücksichtigt. Die Kapitaldienstkosten in der Schweiz werden über die sogenannten kalkulatorischen Kosten, die in drei Gruppen unterteilt sind, erfaßt (Tab. 18, Zeile 4, 5, 6). AfA und Zinsen sind in diesen Positionen untrennbar zusammengefaßt. Nach festgelegten einheitlichen Grundsätzen werden hier erfaßt: AfA auf Anlagevermögen und Zinsen für Eigen- und Fremdkapital. Zusätzlich werden in der Schweiz, im Unterschied zu Baden-Württemberg, die Anlageversteuerung bzw. Reservestellung für Neuanschaffungen des Anlagevermögens (Gruppe II) in Ansatz gebracht.

Die direkte Vergleichbarkeit von AfA und Zinsen ist nicht gegeben, weil erstens die kalkulatorischen Kosten nicht nach AfA und Zinsen getrennt werden können, zweitens in der Schweiz auch im Unterschied zu Baden-Württemberg Eigenkapitalzinsen angesetzt werden. Drittens fehlt die Gruppe II,

Anlagenverteuerung, in Baden-Württemberg ganz, und viertens fehlen in der Schweiz die Zinsen für das Umlaufvermögen (z.B. Warenvorräte). Es kann höchstens vermutet werden, daß die fehlende Verzinsung des Umlaufvermögens in der Schweiz die in Baden-Württemberg fehlende Eigenkapitalverzinsung in etwa ausgleicht und über diese Brücke die Daten der Gruppen I und III u.U. wiederum an Vergleichbarkeit gewinnen.

Im übrigen fehlt in der Schweiz die allerdings nicht schwerwiegende Position Betriebssteuern.

Entsprechende Untersuchungen haben ergeben, daß bewertungsmäßige Unterschiede einen direkten Vergleich der Kostenarten und damit auch der Kostenstellen erschweren. Es ist anzunehmen, daß bei Beseitigung der angesprochenen Unstimmigkeiten Entwicklungen und Zusammenhänge für die Schweiz und Baden-Württemberg einem Vergleich noch aussagefähiger standhalten.

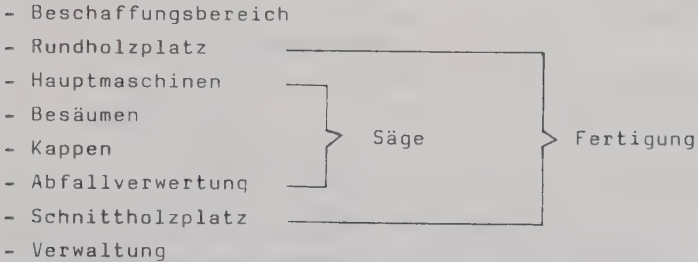
d) Abgrenzung der Kostenstellen

Wiederum leichter zu überwinden waren dagegen die Probleme, die bei der Abgrenzung der Kostenstellen auftraten. Obwohl beide Betriebsvergleiche eine ungleiche Tiefengliederung der Kostenstellen aufweisen, dürfte es weitgehend gelungen sein, die Kostenarten den entsprechenden Kostenstellen zuzuordnen. Allerdings können Abweichungen, die bereits bei den Kostenarten aufgetreten sind, nicht mehr rückgängig gemacht werden.

In Baden-Württemberg sind nach Angaben der Daten aller Betriebe (Gesamtstratum) die Kostenarten auf die drei Kostenstellen umzulegen:

- Beschaffungsbereich
- Fertigung
- Verwaltung und Vertrieb

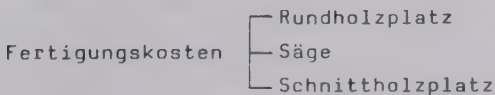
Die Kostenarten in der Schweiz können für alle Betriebe in folgende Kostenstellen untergliedert werden:



Inwieweit in der Schweiz der Vertrieb miteinbezogen ist, kann aus dem Betriebsvergleich nicht entnommen werden.

Die Kostenstellen der Fertigung in der Schweiz, nämlich Rundholzplatz, Hauptmaschinen, Besäumen, Kappen, Abfallverwertung und Schnittholzplatz, können mit der Kostenstelle Fertigung in Baden-Württemberg verglichen werden (vgl. Tab. 17, Spalte 6 + 7 und Tab. 18, Spalte 6 + 7).

Für 28 - 33 % aller Betriebe Baden-Württembergs konnten die Fertigungsgesamtkosten in detailliertere Kostenstellen untergliedert werden. Für dieses Teilstratum, das sogenannte Kostenstellenstratum, setzen sich die Fertigungskosten wie folgt zusammen:



Durch Zusammenfassen der Kostenstellen Hauptmaschinen, Besäumen, Kappen und Abfallverwertung in der Schweiz kommt man der Kostenstelle Säge in Baden-Württemberg sehr nahe. Somit sind die beiden Straten in diesem Falle auf die Kostenstellen

- Beschaffungsbereich
 - Rundholzplatz
 - Säge
 - Schnittholzplatz
 - Verwaltung und Vertrieb
- } Fertigung

zurückzuführen.

In Tabelle 17 ist auf der Basis des Gesamtstratums für Baden-Württemberg am Beispiel des Jahres 1979 ein Betriebsabrechnungsbogen zahlenmäßig zunächst unkommentiert vorgestellt, vergleichbar in Tabelle 18 für die Schweiz das Jahr 1978. Es sind die absoluten Werte für die Kostenarten und Kostenstellen sowie die prozentualen Anteile

- der Kostenarten an den Gesamtkosten
- der Kostenarten an den Kostenstellen und
- der Kostenstellen an den Gesamtkosten

eingetragen. ¹⁾

1) Um im weiteren Verlauf der Studie die einzelnen Positionen in den Betriebsabrechnungsbogen wieder auffinden zu können, wird häufig jeweils einmal das genaue Kurzzeichen mit der laufenden Nummer der Zeile und Spalte genannt, wobei die Zeile zuerst genannt wird. Laut der Liste der Kostendekungskomponenten in Kapitel 2.4 sind die Kosten für das Gesamtstratum Baden-Württemberg mit dem Kurzzeichen y₃₁, die der Schweiz mit y₃₃ versehen. Demnach erhalten beispielsweise die absoluten Gesamtkosten der Fertigung für Baden-Württemberg das Kurzzeichen y₃₁, 14/6, für die Schweiz y₃₃, 7/6.

Tabelle 17: Betriebsabrechnungsbogen - Betriebsvergleich
Baden-Württemberg 1979 DM/fm - Gesamtstratum

K O S T E N A R T E N			K O S T E N S T E L L E N					
Kosten je Leistungseinheit	Kosten lt. BV		Beschaffungsbereich		Fertigung		Verwaltung u. Vertrieb	
	DM/fm	%	DM/fm	%	DM/fm	%	DM/fm	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 Rundholz ab Wald 1)	147.49	61.7	147.49	93.0				
2 Anfuhrkosten	7.90	3.3	7.90	5.0				
3 Löhne	47.56	19.9			29.80	43.0	} 5.21	47.3
4 Gehälter					5.10	7.4		
5 soziale Aufwendungen					7.45	10.8		
6 Hilfs- u. Betriebsstoffe	2.57	1.1			2.57	0.7		
7 Reparaturen	4.02	1.7			4.02	5.8		
8 Energiekosten	3.74	1.6			3.74	5.4		
9 Betriebssteuern	0.87	0.4			0.87	1.3		
10 Versicherungen	2.00	0.8			2.00	2.9		
11 AFA - bilanziell	9.05	3.8			9.05	13.1		
12 Zinsen	7.08	3.0	1.97	1.2	3.79	5.4	1.32	12.0
13 sonstige Kosten	6.64	2.7	1.32	0.8	0.84	1.2	4.48	40.7
14 Gesamtkosten	238.92	100.0	158.68	100.0	69.23	100.0	11.01	100.0
15 Anteil der Kostenstellen an Gesamtkosten in %	100.0		66.4		29.0		4.6	

1) Von diesen Rundholzkosten ist bereits wegen der Vergleichbarkeit mit der Schweiz das Einkaufsskonto abgezogen.
Das durchschnittliche Einkaufsskonto beträgt 1979 DM/fm 2.26, d.h. der prozentuale Anteil der Rundholzkosten an den Gesamtkosten würde sonst bei 62.1 % liegen.

Tabelle 18: Betriebsabrechnungsbogen - Betriebsvergleich
Schweiz 1978 sfr/fm

K O S T E N Ä R T E N			K O S T E N S T E L L E N					
Kosten je Leistungseinheit	Kosten lt. BV		Beschaffungsbereich		Fertigung		Verwaltung u. Vertrieb	
	sfr/fm	%	sfr/fm	%	sfr/fm	%	sfr/fm	%
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 Rundholz frei Werk	152.34	61.4	152.34	98.9				
2 Personalkosten	53.26	21.5			47.86	55.9	5.40	63.5
3 Andere Kosten 1)	16.99	6.8	1.76	1.1	12.59	14.7	2.64	31.0
4 Kalkulatorische Kosten I	25.63	10.3			6.49	7.6	0.47	5.5
5 Kalkulatorische Kosten II					8.64	10.1		
6 Kalkulatorische Kosten III					10.03	11.7		
7 Gesamtkosten	248.22	100.0	154.10	100.0	85.61	100.0	8.51	100.0
8 Anteil der Kostenstellen an Gesamtkosten in %	100.0		62.1		34.5		3.4	

1) Andere Kosten lt. Betriebsvergleich und Einkaufsspesen

(2) Entwicklung der Kosten

In diesem Teil sollen einige aus dem Betriebsabrechnungsbogen abgeleitete Werte und ihre Entwicklung kommentiert werden, nämlich für das Gesamtstratum Baden-Württemberg

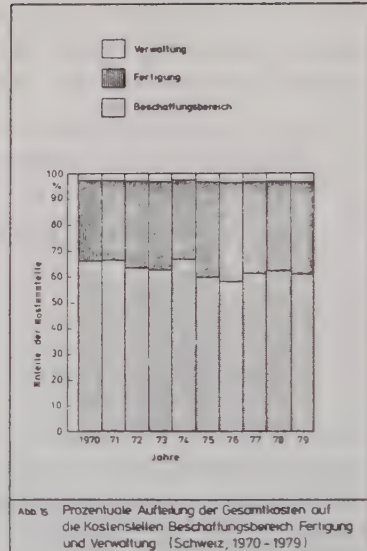
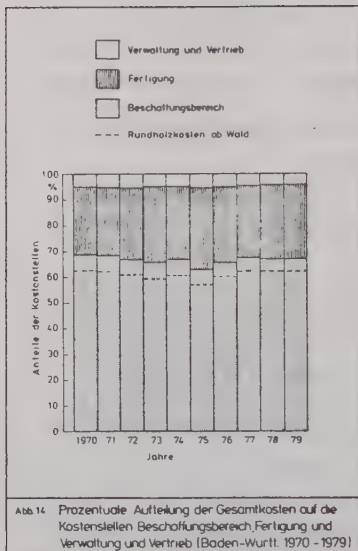
- a) die Anteile der Kostenstellen an den Gesamtkosten,
- b) die Kostenstelle Fertigung und
- c) die Kostenstellen der Fertigung (Kostenstellenstratum Baden-Württemberg und Schweiz)

a) Anteile der Kostenstellen an den Gesamtkosten

Tab. 19 sowie die Abbildungen 14 und 15 zeigen jahrweise die prozentuale Aufteilung der Gesamtkosten auf die drei Kostenstellen Beschaffungsbereich, Fertigung, Verwaltung und Vertrieb je für Baden-Württemberg und die Schweiz.

Tabelle 19: Prozentuale Aufteilung der Gesamtkosten in die Kostenstellen Beschaffungsbereich, Fertigung, Verwaltung und Vertrieb
Baden-Württemberg und Schweiz 1970 - 1979

Jahr	Baden-Württemberg			Schweiz		
	Beschaffungsbereich	Fertigung	Verwaltung Vertrieb	Beschaffungsbereich	Fertigung	Verwaltung
1970	68.8	26.1	5.1	66.0	31.0	3.0
1971	68.3	26.4	5.3	66.3	30.7	3.0
1972	66.6	27.9	5.5	63.3	33.6	3.1
1973	65.3	29.6	5.1	62.6	34.1	3.3
1974	66.4	28.4	5.2	66.6	30.7	2.7
1975	62.4	31.8	5.7	59.6	36.9	3.5
1976	65.0	29.6	5.4	57.7	38.5	3.8
1977	66.9	28.2	4.9	61.0	35.5	3.5
1978	66.4	28.9	4.7	62.1	34.5	3.4
1979	66.4	29.0	4.6	60.7	35.6	3.7
i. d. 1970- 1979	66.3	28.6	5.2	62.6	34.7	3.3



Auf den Beschaffungsbereich entfallen im Durchschnitt der Dekade in Baden-Württemberg 66,3 %, in der Schweiz 62,6 % der Gesamtkosten. Eine leicht fallende Tendenz ist erkennbar, in der Schweiz deutlicher als in Baden-Württemberg. In Baden-Württemberg (Abb. 14) ist innerhalb des Beschaffungsbereiches der Anteil der Rundholzkosten ab Wald eingetragen. Mit Werten zwischen 60 und 62 % sind diese die bedeutendste Kostenart. Über den Beobachtungszeitraum hinweg zeichnet sich keine Tendenz eines fallenden oder steigenden Anteils ab. Hingegen wird die Differenz zwischen Anteil Beschaffungsbereich und Anteil Rundholzkosten ab Wald kleiner. Diese Differenz umfaßt im wesentlichen die Anfuhrkosten und die Zinsen für Rundholzvorräte. Die prozentualen Anfuhrkosten sind in der Tat zurückgegangen. Durch den Einzug

neuer Verladetechniken konnte der Anstieg der Anfuhrkosten deutlich unter jenem anderer Kosten gehalten werden. Sinkender Zinsanteil läßt sich nur damit erklären, daß im Betriebsvergleich ausschließlich Fremdkapitalzinsen berücksichtigt werden und daß im Beobachtungszeitraum bei der Materialbeschaffung in abnehmendem Umfang Fremdkapital eingesetzt wurde. Die Vernachlässigung der Eigenkapitalzinsen ist eine Schwäche des baden-württembergischen Betriebsvergleiches.

Im Betriebsvergleich der Schweiz kommen überhaupt keine Zinsen für Rundholzvorräte zum Ansatz. Daraus erklärt sich zumindest teilweise der systematisch niedrigere Anteil des Beschaffungsbereiches an den Gesamtkosten.

Die Fertigungskosten sind i.D. des Jahrzehnts in Baden-Württemberg mit 28,6 %, in der Schweiz mit 34,8 % beteiligt. In beiden Ländern ist steigende Tendenz zu beobachten.

Auf Verwaltung und Vertrieb entfallen im Jahrzehnt 1970/79 in Baden-Württemberg 5,2 %, in der Schweiz 3,3 % der Kosten. Während in Baden-Württemberg eher eine leicht abnehmende Tendenz zu beobachten ist, weist der Anteil dieser Kostenstelle in der Schweiz leicht steigenden Trend auf.

b) Kostenstelle Fertigung

Der folgenden Analyse über die Bedeutung der Kostenarten innerhalb der Kostenstelle Fertigung liegt der nachstehende Kostenartenschlüssel (Tab. 20) zugrunde:

Tabelle 20: Kostenartenschlüssel für Baden-Württemberg und die Schweiz

lfd. Nr.	lfd. Nr. BAB	Baden-Württemberg y ₃₁	lfd. Nr. BAB	Schweiz
1	Σ 3-5/6	Personalkosten	2/6	Personalkosten
2	11+12/6	Kapitaldienstkosten (AfA-bilanziell und Zinsen)	Σ 4+6/6	Kapitaldienstkosten (kalkulatorische Kosten I und kalkulatorische Kosten III)
3	Σ 	6/6 Hilfs- und Betriebsstoffe	3/6	Andere Kosten
		7/6 Reparaturen		
		8/6 Energiekosten		
		10/6 Versicherungen		
		13/6 sonstige Kosten		
4		Rest		Rest
	9/6	Betriebssteuern	6/6	kalkulatorische Kosten II

Die Tab. 21 (Baden-Württemberg) und Tab. 22 (Schweiz) weisen die prozentualen Anteile der Kostenarten wiederum jahresweise aus. Sowohl in Baden-Württemberg als auch in der Schweiz bilden die Personalkosten mit Werten zwischen ca. 55 und 65 % den wichtigsten Posten.

Tabelle 21: Prozentuale Anteile der Kostenarten an der Kostenstelle
Fertigung
Baden-Württemberg 1970 - 1979
Gesamtstratum

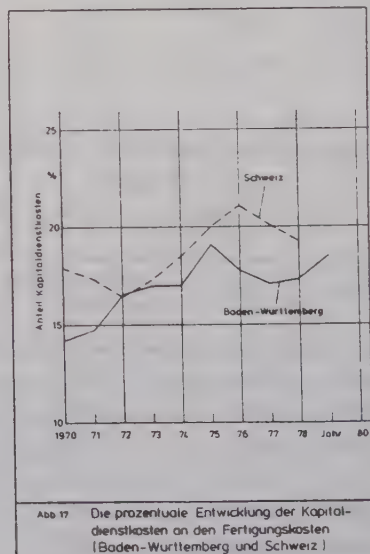
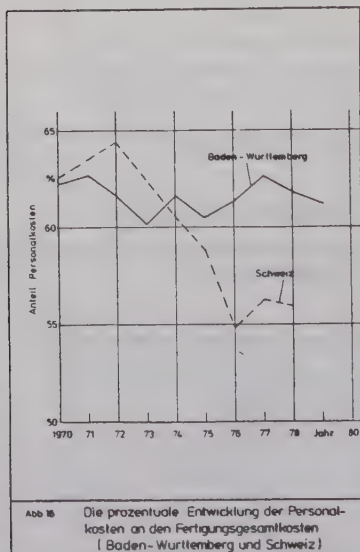
Jahr	Personal- kosten %	Kapitaldienst- kosten %	Hilfs- u. Betriebsstoffe Reparaturen Energiekosten Versicherungen sonstige Kosten %	Rest %
1970	62.1	14.2	21.0	2.7
1971	62.7	14.7	20.2	2.4
1972	61.6	16.5	20.2	1.7
1973	60.1	17.0	20.7	2.2
1974	61.6	17.0	20.0	1.4
1975	60.5	19.1	19.1	1.3
1976	61.3	17.8	19.5	1.4
1977	62.2	17.1	19.2	1.5
1978	61.8	17.3	19.5	1.4
1979	61.2	18.5	19.0	1.3

Tabelle 22: Prozentuale Anteile der Kostenarten an der Kostenstelle
Fertigung
Schweiz 1970 - 1978

Jahr	Personal- kosten %	Kapitaldienst- kosten %	Andere Kosten %	Rest %
1970	62.5	17.9	10.6	9.0
1971	62.7	17.3	11.4	8.6
1972	64.4	16.4	11.0	8.2
1973	62.6	17.3	11.9	8.2
1974	60.5	18.5	12.5	8.5
1975	58.8	20.0	11.9	9.3
1976	54.8	21.1	13.5	10.6
1977	56.3	20.1	13.4	10.2
1978	55.9	19.3	14.7	10.1

Aus Abb. 16 ist zu ersehen, daß der Personalkostenanteil in Baden-Württemberg über den gesamten Zeitraum in einem recht engen Rahmen schwankt und auf einem Niveau von 61 - 62 % verharret. Die Werte der Schweiz sind bis etwa 1974/75 jenen von Baden-Württemberg sehr ähnlich, fallen dann jedoch auf ein Niveau von 55 - 56 % ab. Ob diese auffallende Entwicklung der Realität entspricht oder einer Änderung in der Datenerfassung zugeschrieben werden muß, konnte nicht ergründet werden.

Der Anteil der Kapitaldienstkosten (vgl. Abb. 17) ist in beiden Ländern deutlich steigend, zweifellos Ausdruck zunehmender Mechanisierung. Zumindest in Baden-Württemberg hat diese Entwicklung nicht ausgereicht, um den Personalkostenanteil merklich zu senken.



Bei der Kostenart Hilfs- und Betriebsstoffe, Reparaturen, Energiekosten, Versicherungen, sonstige Kosten (Baden-Württemberg) bzw. andere Kosten (Schweiz) sind im Ländervergleich neben Niveauunterschieden auch Unterschiede in den Tendenzen zu konstatieren. Während der Anteil in Baden-Württemberg bei 19 - 21 % liegt und eher sinkenden Trend besitzt, zeigt sich in der Schweiz ein eindeutig steigender Verlauf, beginnend 1970 bei 10,6 % und endend bei 14,7 % im Jahr 1978.

Die unter "Rest" zusammengesetzten Kostenarten sollen nicht weiter interpretiert werden. Für die Schweiz dürfte der positive Trend der kalkulatorischen Kosten Gruppe II (Reservestellung für Neuanschaffung) ein weiterer Hinweis auf die zunehmende Kapitalintensität in der Sägeindustrie sein.

Die Entwicklung der Gesamtkosten der Fertigung in Baden-Württemberg ist Tab. 23 und Abb. 18, die der Schweiz Tab. 24 und Abb. 19 zu entnehmen. Die Fertigung umfaßt die Kostenstellen Rundholzplatz, Sägehalle und Schnittholzplatz. Ausgeschlossen sind die Kostenstellen Beschaffungsbereich, Verwaltung und Vertrieb. Beginnend bei etwa 40 DM/fm im Jahr 1970 haben sich die Fertigungskosten in Baden-Württemberg im Durchschnitt der Branche auf nahezu 70 DM/fm erhöht. Außer der fast stetigen Zunahme der Mittelwerte fällt die relativ große Schwankungsbreite ins Auge, die gegen Ende der Periode größer wird. 1979 reicht der Variationsbereich von rd. 44 bis rd. 124 DM/fm. Die durchschnittliche Änderungsrate des Mittelwertes beträgt in diesem Zeitraum +8,4 %/Jahr.

Die durchschnittlichen Fertigungskosten der Schweiz beginnen 1970 bei rd. 59 sfr/fm und steigen bis 1979 auf fast 89 sfr/fm. Allerdings läuft diese Entwicklung nicht ganz so stetig wie in Baden-Württemberg. Sie ist vielmehr zweigeteilt: Von 1970 - 1976 ein steiler Anstieg, von 1976 - 1979 eine Phase der Stagnation. Die Variationsbereiche sind ähnlich jenen in Baden-Württemberg; 1979 betragen die Extremwerte 63 und 142 sfr/fm.

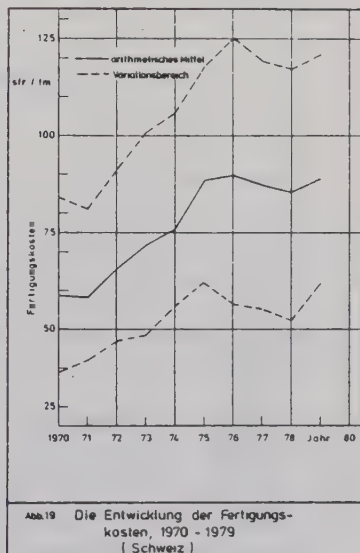
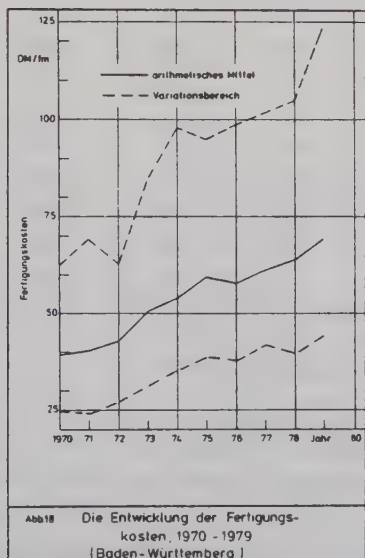
Tabelle 23: Die Entwicklung der Fertigungskosten
Baden-Württemberg 1970 - 1979
Gesamtstratum

Jahr	Anzahl Betriebe	Min.	$\bar{x}$ DM/fm	Max.	Index $\bar{x}$
1970	62	24.79....	39.53....	62.84	100.0
1971	63	24.16....	40.23....	69.06	101.8
1972	55	27.29....	42.77....	62.71	108.2
1973	63	31.43....	50.57....	85.07	127.9
1974	70	35.23....	53.72....	97.67	135.9
1975	78	38.72....	59.36....	94.77	150.2
1976	84	37.76....	57.81...	97.57	146.2
1977	93	41.61....	61.16...	101.57	154.7
1978	94	39.57....	63.62...	104.54	160.9
1979	97	44.30....	69.23...	123.32	175.1
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr		+ 3.30 DM/fm + 8.40 %			

Tabelle 24: Die Entwicklung der Fertigungskosten
Schweiz 1970 - 1979

Jahr	Anzahl Betriebe	Min.	$\bar{x}$ sfr/fm	Max.	Index $\bar{x}$
1970	29	39.02....	58.83....	84.22	100.0
1971	29	42.45....	58.25....	81.14	99.0
1972	28	47.19....	65.95....	92.40	112.1
1973	32	48.63....	72.14...	100.61	122.6
1974	30	55.80....	75.68...	110.75	128.6
1975	33	62.12....	88.88...	137.94	151.1
1976	33	56.62....	89.93...	145.18	152.9
1977	33	55.38....	87.20...	138.96	148.2
1978	33	52.10....	85.61...	134.24	145.5
1979	33	62.89....	88.90...	141.79	151.1
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr		+ 3.34 sfr/fm + 5.70 %			

Vergleicht man die durchschnittlichen absoluten Änderungsraten über den Beobachtungszeitraum, so sind diese mit 3,34 DM/fm/Jahr und 3,30 sfr/fm/Jahr als fast gleich zu bezeichnen.



c) Kostenstellen der Fertigung

Die Fertigung im Sägewerk läßt sich nach den Betriebsvergleichen, wie bereits erwähnt, in die Kostenstellen Rundholzplatz, Säge und Schnittholzplatz weiter unterteilen. Tab. 25 zeigt, wie sich die durchschnittlichen prozentualen Anteile dieser Kostenstellen an den Fertigungskosten insgesamt entwickelt haben. Zunächst kann festgehalten werden, daß die Relationen in Baden-Württemberg und in der Schweiz sehr ähnlich sind; es treten keine auffallenden Unterschiede auf.

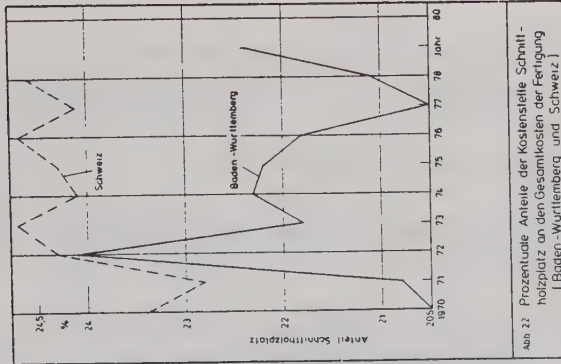
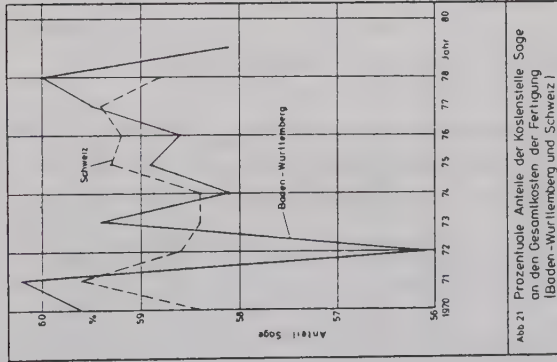
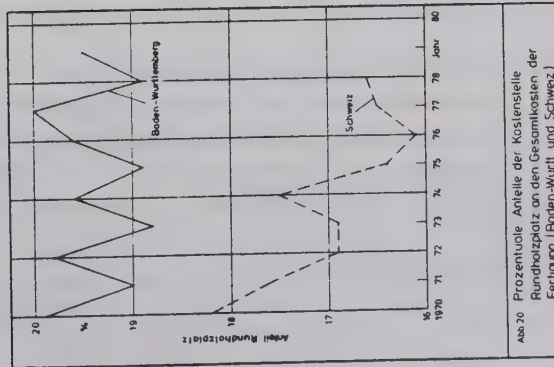
Tabelle 25: Prozentuale Anteile der Kostenstellen Rundholzplatz (RHP),
Säge und Schnittholzplatz (SHP) an den Gesamtkosten
der Fertigung

Jahr	R H P		S ä g e		S H P		Fertigung
	Ba.-Wü.	Schweiz	Ba.-Wü.	Schweiz	Ba.-Wü.	Schweiz	
1970	19.9	18.2	59.6	58.4	20.5	23.4	100
1971	19.0	17.6	60.2	59.6	20.8	22.8	100
1972	19.8	16.9	56.1	58.8	24.1	24.3	100
1973	18.8	16.9	59.4	58.4	21.8	24.7	100
1974	19.6	17.5	58.1	58.4	22.3	24.1	100
1975	18.9	16.4	58.9	59.3	22.2	24.3	100
1976	19.6	16.1	58.6	59.2	21.8	24.7	100
1977	20.0	16.5	59.5	59.4	20.5	24.1	100
1978	18.9	16.6	60.0	58.8	21.1	24.6	100
i.D. 1970- 1978	19.4	17.0	58.9	58.9	21.7	24.1	

Die Säge beansprucht mit rund 59 % den größten Anteil. Mit großem Abstand folgen der Schnittholzplatz vor dem Rundholzplatz. Klare Tendenzen in der Änderung der Relationen sind nicht zu erkennen, lediglich eine geringfügige Zunahme der Anteile von Säge und Schnittholzplatz und eine ebensolche Abnahme des Anteils des Rundholzplatzes (vgl. Abb. 20, 21 und 22).

4.4 Kostendeckungsfaktoren

Aus der Vielzahl der in den Betriebsvergleichen ausgewiesenen Kostendeckungsfaktoren sollen nachfolgend nur jene diskutiert werden, die für einen Vergleich zwischen Baden-Württemberg



und der Schweiz hinlänglich geeignet sind. Wir unterscheiden dabei zwischen quantitativen und qualitativen Faktoren.¹⁾

4.4.1 Quantitative Kostendeckungsfaktoren

Von den quantitativen Kostendeckungsfaktoren bieten sich für einen länderübergreifenden Vergleich an:

- 1) die technische Arbeitsproduktivität als Faktor, der Wirkungen anderer Einflüsse subsumiert.
- 2) die Betriebsgröße als wichtigstes Ordnungsmerkmal in den Betriebsvergleichen,
- 3) bestimmte Positionen des Produktionsprogrammes und
- 4) der durchschnittliche Stundenlohn.

Die anderen Kostendeckungsfaktoren sind mit Mittel- und Extremwerten für Baden-Württemberg in Tab. 26 und für die Schweiz in Tab. 27 unkommentiert aufgeführt.

1) Technische Arbeitsproduktivität (siehe Tab. 28 und 29 sowie Abb. 23 und 24)

Das arithmetische Mittel der technischen Arbeitsproduktivität der jeweils am Betriebsvergleich teilnehmenden Betriebe steigt in Baden-Württemberg von 0,283 fm/h·Mann im Jahr 1970 auf 0,372 fm/h·Mann im Jahre 1979. Für die Schweiz betragen die vergleichbaren Werte 0,212 und 0,316 fm/h·Mann.

Sieht man von dem Niveauunterschied ab, so zeigt die technische Arbeitsproduktivität für Baden-Württemberg und die Schweiz über den gesamten Beobachtungszeitraum eine gleichlaufende Entwicklung mit positivem Trend. Die durchschnittliche Änderungsrate beträgt für beide etwa 0,01 fm/h·Mann

1) siehe hierzu auch Kap. 5.2.2

Tabelle 26: Quantitative Kostendeckungsfaktoren in der zeitlichen Entwicklung Baden-Württemberg 1970 - 1979, arithmetische Mittelwerte und Variationsbereiche
Stratum: alle Betriebe

Sym- bol	Information	Maß- ein- heit	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
x ₁	GMZ	DM/ fm	41,09 36,00..45,89	41,29 34,70..45,50	41,30 34,15..46,05	40,73 35,45..47,10	40,73 33,77..46,13	40,43 36,14..44,50	40,92 34,26..45,66	40,56 34,75..44,11	40,36 35,68..43,77	40,76 34,85..45,83
x ₂	Anteil C/CX	%	6,93 0..70,0	8,60 0..70,0	9,96 0..32,0	8,98 0..77,0	8,52 0..38,0	11,40 0..47,6	10,92 0..47,6	12,08 0..38,0	11,50 0..32,0	11,41 0..30,0
x ₃	Anteil Schadholz	%	0,53 0..5,0	0,48 0..7,0	0,41 0..5,0	0,69 0..5,0	0,37 0..3,0	0,72 0..10,0	0,79 0..5,1	1,62 0..13,9	1,64 0..11,5	2,79 0..32
x ₄	Betriebs- größe	fm	9258 1353..49903	9132 2010..49913	9031 1502..49947	9495 790..46607	10119 1403..51805	8565 1380..27037	8855 1454..25039	8967 1568..27732	9297 1372..28220	9143 1620..31379
x ₇	Einfach- schnitt	%	13,77 0..60,0	12,19 0..80,0	10,71 0..50,0	13,38 0..79,0	11,78 0..80,0	10,95 0..80,0	12,21 0..80	10,76 0..80	11,59 0..77,0	10,21 0..75
x ₁₂	Beschäfti- gungsgrad	%	88,10 81,0..97,0	88,78 80,0..95,0	87,13 79,0..93,0	87,10 79,0..98,0	87,07 81,0..94,0	86,59 80,0..95,0	87,18 78,0..94,0	86,71 78,0..95,0	85,73 77,0..94,0	84,52 67,0..93,0
PRODUKTIONS- PROGRAMM												
x ₁₄	Listenbau- holz	%	19,84 0,0..50,0	21,31 0,0..53,0	24,72 0,0..62,0	20,69 0,0..62,0	20,09 0,0..60,0	21,59 0,0..60,0	23,14 0,0..61,0	25,79 0,0..63,0	26,73 0,0..63,0	28,33 0,0..58,0
x ₁₅	Vorrats- kantholz	%	4,79 0,0..18,0	4,48 0,0..14,0	4,70 0,0..16,0	4,44 0,0..17,0	4,68 0,0..24,0	4,88 0,0..20,0	5,33 0,0..26,0	4,90 0,0..32,0	5,31 0,0..23,0	5,63 0,0..20,0
x ₁₆	Blochware	%	4,91 0,0..19,0	5,10 0,0..18,0	4,46 0,0..24,0	5,15 0,0..22,0	4,75 0,0..19,0	4,26 0,0..19,0	3,86 0,0..16,0	4,32 0,0..23,0	4,38 0,0..16,0	4,02 0,0..20,0
x ₁₇	Bretter + Dielen	%	20,09 0,0..52,0	20,42 0,0..55,0	20,45 0,0..61,0	22,16 0,0..60,0	23,28 0,0..58,0	23,75 0,0..60,0	21,88 0,0..55,4	19,91 0,0..60,0	16,87 0,0..59,0	16,15 0,0..58,0
x ₁₈	Bretter II/ III breit	%	5,89 0,0..23,0	6,68 0,0..28,0	5,98 0,0..18,0	6,93 0,0..31,0	8,49 0,0..54,0	8,29 0,0..51,0	9,52 0,0..55,0	7,45 0,0..21,0	8,14 0,0..23,0	8,05 0,0..54,0
x ₁₉	Bretter II/ III schmal	%	11,41 0,0..50,0	11,21 0,0..49,0	11,49 0,0..33,0	9,75 0,0..35,0	10,33 0,0..34,0	10,37 0,0..26,0	10,27 0,0..31,0	9,97 0,0..42,0	10,48 0,0..51,0	9,81 0,0..35,0
x ₂₀	Bretter IV	%	3,77 0,0..32,0	2,79 0,0..25,0	3,60 0,0..25,0	3,20 0,0..33,0	3,83 0,0..36,0	3,30 0,0..35,0	3,46 0,0..27,0	3,23 0,0..29,0	3,14 0,0..32,0	3,43 0,0..28,0
x ₂₁	Kreuzrahmen	%	5,63 0,0..27,0	6,52 0,0..45,0	6,78 0,0..39	7,18 0,0..46,0	7,16 0,0..36,0	5,83 0,0..35,0	5,59 0,0..43,0	6,62 0,0..45,0	6,50 0,0..41,0	6,79 0,0..47,0
x ₂₂	Latten	%	5,07 0,0..45,0	5,00 0,0..54,0	5,31 0,0..45,0	6,18 0,0..65,0	5,98 0,0..72,0	6,10 0,0..64,0	7,00 0,0..66,0	5,66 0,0..56,0	4,93 0,0..22,0	5,51 0,0..22,0
x ₂₃	Kürzungs- latten	%	1,79 0,0..13,0	1,47 0,0..8,0	1,23 0,0..5,0	1,42 0,0..15,0	0,92 0,0..5,0	0,85 0,0..5,0	0,99 0,0..6,0	1,77 0,0..29,0	1,39 0,0..16,0	0,98 0,0..5,0
x ₂₄	Kürzungs- bretter	%	3,60 0,0..36	3,33 0,0..35,0	2,37 0,0..9,0	2,69 0,0..9,0	2,73 0,0..9,0	2,64 0,0..18,0	2,60 0,0..18	2,56 0,0..9,0	2,54 0,0..8,0	2,94 0,0..16,0
x ₂₅	sonstige Schnitt- hölzer	%	6,22 0,0..68,0	6,12 0,0..74,0	3,57 0,0..24,0	5,22 0,0..46,0	3,78 0,0..39,8	3,88 0,0..49,0	3,61 0,0..44,9	2,73 0,0..27,0	3,19 0,0..65,0	3,89 0,0..70,0
x ₂₆	andere Holz- arten	%	4,24 0,0..44,0	3,03 0,0..37,0	4,03 0,0..39	3,52 0,0..51,0	2,96 0,0..50,0	2,51 0,0..38,0	3,10 0,0..46,0	3,36 0,0..58,0	3,73 0,0..64,0	3,47 0,0..65,0
x ₂₇	Lohnschnitt	%	3,48 0,0..36,0	3,0 0,0..25,0	3,32 0,0..77,0	1,53 0,0..17,0	1,25 0,0..19,8	2,65 0,0..28,0	1,35 0,0..27,0	1,43 0,0..18,0	1,74 0,0..23,0	1,43 0,0..23
x ₂₈	technische Arbeitspro- duktivität		0,283 0,164..0,562	0,300 0,128..0,553	0,335 0,180..0,554	0,332 0,175..0,582	0,340 0,149..0,641	0,297 0,169..0,578	0,343 0,169..0,545	0,349 0,175..0,581	0,364 0,180..0,770	0,372 0,182..0,740
x ₃₀	durchschnittl. Stundenlohn	DM/ h	5,72 4,15..6,98	5,80 4,70..7,32	6,48 5,17..8,50	7,15 5,70..10,12	8,00 6,67..10,41	8,28 6,89..11,67	8,86 7,30..11,67	9,41 7,39..12,76	9,98 7,91..12,16	10,90 9,25..13,17
x ₃₂	Rundholzan- fuhr - fremd	%	67,71 0,0..100,0	65,74 0,0..100,0	71,33 0,0..100,0	69,97 0,0..100,0	66,66 0,0..100,0	68,33 0,0..100,0	66,68 0,0..100,0	64,88 0,0..100,0	61,66 0,0..100,0	59,39 0,0..100,0
x ₃₃	Rundholze- schaffung - Transport- weite	km	27,77 7,0..109,0	27,35 7,0..109,0	27,58 7,0..100	24,59 7,0..62,0	25,36 0,0..82,0	25,09 6,0..80,0	25,54 4,0..85,0	24,67 5,0..95,0	26,21 7,0..80,0	27,47 8,0..70,0
x ₃₄	Anteil ört- licher Ab- satz	%	48,50 0,0..100,0	53,76 0,0..100,0	51,56 0,0..100,0	48,29 0,0..100,0	45,06 0,0..100	44,44 0,0..100,0	47,77 0,0..100,0	46,22 0,0..100,0	47,63 0,0..100,0	47,41 0,0..100,0

Tabelle 27:

Quantitative Kostendeckungsfaktoren in der zeitlichen Entwicklung
Schweiz 1970 - 1979, arithmetische Mittelwerte und Variationsbereiche

lfd. Nr.	Symbol	Information	Maßeinheit	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1	x ₄	Betriebsgröße	fm	3241 900..8200	4107 1200..9400	3835 900..10400	4365 900..10600	4830 1100..10600	3879 1000..10000	4090 1100..10000	4476 1500..10200	4600 1300..10200	4470 1300..10200
2	x ₅	Kanthalz	%	27.77 0.0..60.0	26.69 0.0..62.0	34.85 0.0..68.0	28.84 0.00..56.00	-	29.07 0.0..59.0	28.35 0.0..60.0	31.31 0.0..76.0	23.08 0.0..80.0	37.08 0.0..82.0
3	x ₆	Parallelbretter im Vor- u. Nachschnitt	%	25.31 2.0..80.0	27.30 0.0..77.0	22.30 0.0..50.0	27.48 1.0..70.0	-	24.08 0.0..60.0	29.25 0.0..70.0	28.25 0.0..70.0	28.15 0.0..66.0	27.08 2.0..62.0
4	x ₇	Unbesäumte Klotz, später be- säumte	%	45.82 10.0..94.0	42.96 7.0..91.0	40.96 5.0..80.0	41.71 10.0..90.0	-	45.90 18.0..90.0	41.58 10.0..87.0	39.16 6.0..81.00	37.27 11.0..84.0	35.08 8.0..69.0
5	x ₈	Spezialsor- timente	%	1.55 0.0..20.0	1.68 0.0..20.0	1.88 0.0..13.0	1.65 0.0..13.0	-	0.69 0.0..13.10	0.81 0.0..13.10	1.29 0.0..20.0	0.85 0.0..12.0	0.88 0.0..13.0
6	$\frac{1}{x_{10}}$	technische Arbeits- produkti- vität	fm/ h.Mann	0.217 0.107..0.333	0.249 0.154..0.405	0.250 0.156..0.427	0.267 0.146..0.518	-	0.275 0.150..0.485	0.301 0.155..0.513	0.304 0.154..0.503	0.322 0.168..0.488	0.316 0.168..0.535
7	x ₁₁	Stunden- löhne der Arbeiter incl. LNK	DM/h	7.60 6.40..10.05	8.84 7.07..11.93	10.18 7.70..13.33	11.18 8.79..15.30	12.90 10.00..16.36	14.07 10.70..18.17	14.18 11.35..17.47	14.41 9.37..17.33	14.68 11.72..17.24	15.34 10.29..19.19

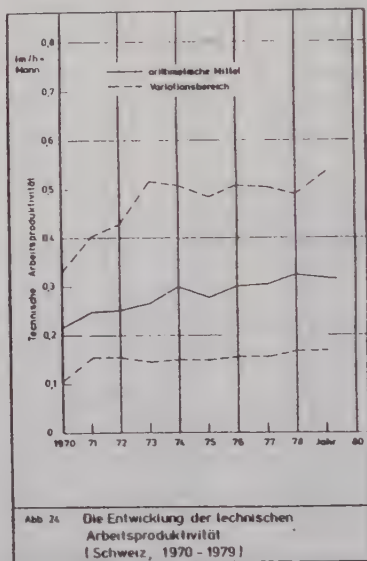
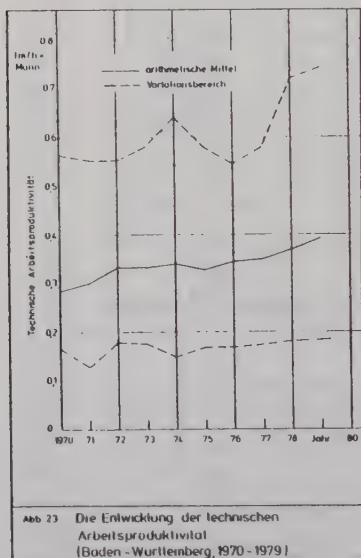
Tabelle 28: Die Entwicklung der technischen Arbeitsproduktivität
Baden-Württemberg 1970 - 1979

Jahr	Anzahl Betriebe	Min. $\bar{x}$ fm/h·Mann	Max.	Index $\bar{x}$
1970	61	0.164.....0.283.....	0.562	100.0
1971	63	0.128.....0.300.....	0.553	106.0
1972	55	0.180.....0.335.....	0.554	118.4
1973	63	0.175.....0.332.....	0.582	117.3
1974	70	0.149.....0.340.....	0.641	120.1
1975	78	0.169.....0.327.....	0.578	115.5
1976	84	0.169.....0.343.....	0.545	121.2
1977	93	0.175.....0.349.....	0.581	123.3
1978	94	0.180.....0.367.....	0.720	129.7
1979	97	0.182.....0.372.....	0.740	131.4
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr		+ 0.010 fm/h·Mann + 3.5 %		

Tabelle 29: Die Entwicklung der technischen Arbeitsproduktivität
Schweiz 1970 - 1979

Jahr	Anzahl Betriebe	Min. $\bar{x}$ fm/h·Mann	Max.	Index $\bar{x}$
1970	29	0.107.....0.271.....	0.333	100.0
1971	29	0.154.....0.249.....	0.405	114.7
1972	29	0.156.....0.250.....	0.427	115.2
1973	32	0.146.....0.267.....	0.598	123.0
1974	30	0.150.....0.302.....	0.508	139.2
1975	33	0.150.....0.257.....	0.485	126.7
1976	33	0.155.....0.301.....	0.513	138.7
1977	33	0.154.....0.304.....	0.503	140.1
1978	33	0.168.....0.322.....	0.488	148.4
1979	33	0.168.....0.316.....	0.535	145.6
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr		+ 0.011 fm/h·Mann + 5.1 %		

und Jahr; dies entspricht + 3,5 % je Jahr in Baden-Württemberg und + 5,1 % je Jahr in der Schweiz. Auch die Variationsbereiche verhalten sich recht ähnlich. Die unteren Extremwerte bleiben auf niedrigem Niveau relativ konstant mit geringem Zuwachs, dagegen erhöhen sich die oberen Extremwerte relativ stark. Daher ergibt sich tendenziell auch eine Zunahme der Schwankungsbreite.



2) Betriebsgröße (Tab. 30)

Das wichtigste Ordnungsmerkmal in den Betriebsvergleichen der baden-württembergischen und der schweizerischen Sägeindustrie ist, seit Beginn, die Betriebsgröße. Sie wird in Form des jährlichen Rundholzeinschnitts (in Festmeter/Jahr) zum Ausdruck gebracht. Dieser Einteilung liegt u.a. die Erwartung zugrunde, daß innerhalb einer Größengruppe die Aus-

prägung wichtiger betriebswirtschaftlicher Merkmale, z.B. der Kosten, ähnlich sei und zwischen den Gruppen mehr oder minder deutliche Unterschiede bestünden. Im Hintergrund steht - oder stand zumindest bis vor kurzem - die Vermutung, es existiere in der Sägeindustrie eine optimale Betriebsgröße und diese müsse sich mit einem nach Größenklassen operierenden Betriebsvergleich wenigstens annähernd abschätzen lassen. Anfang der 70er Jahre glaubte man die optimale Betriebsgröße in der baden-württembergischen Sägeindustrie bei etwa 8.000 fm Jahreseinschnitt ansetzen und eine allmähliche Verschiebung nach oben prognostizieren zu können.

Aus der Entwicklung der durchschnittlichen Betriebsgröße der Teilnehmer am Betriebsvergleich lassen sich die Vermutungen und Prognosen begreiflicherweise nicht ohne weiteres verifizieren oder falsifizieren; handelt es sich bei den Teilnehmern doch um ein von Jahr zu Jahr etwas anders zusammengesetztes Kollektiv. Tab. 30 zeigt lediglich, daß von 1970 bis 1979 in Baden-Württemberg keine starken und keine in der Tendenz eindeutigen Verschiebungen stattgefunden haben (vgl. BEK und GAEBELER (1975), GAEBELER (1978)¹⁾, NEUSER (1974, 1978)).

Für die Schweiz ist eine gewisse Tendenz zu einer ansteigenden durchschnittlichen Betriebsgröße erkennbar.

-
- 1) Die Aussagen von GAEBELER, wonach die mittlere Betriebsgröße vor etwa 10 Jahren bei 5.000 fm gelegen haben dürfte und heute bei etwa 10.000 fm liege, können mit den Daten des Betriebsvergleiches nicht nachvollzogen werden.

Tabelle 30: Die Entwicklung der durchschnittlichen Betriebsgröße der an den Betriebsvergleichen teilnehmenden Betriebe Baden-Württemberg und Schweiz 1970 - 1979

Jahr	durchschnittlicher Rundholzeinschnitt in fm/Jahr	
	Baden-Württemberg	Schweiz
1970	9258	3241
1971	9132	4106
1972	9032	3834
1973	9495	4366
1974	10119	4830
1975	8565	3879
1976	8855	4090
1977	8967	4476
1978	9296	4600
1979	9143	4470

3) Produktionsprogramm (Abb. 25)

Aus den Produktionsprogrammen der Betriebsvergleiche wählten wir für Baden-Württemberg den Anteil an Listenbauholz und die Summe der Anteile an Listenbauholz und Vorratskantholz im Vergleich mit dem Anteil Kantholz in der Schweiz. Alle Kurvenverläufe entwickeln sich sehr übereinstimmend. Für Baden-Württemberg kann festgestellt werden, daß die Entwicklung des Kantholzanteils fast ausschließlich vom Anteil an Listenbauholz als typischem Produkt der süddeutschen Sägeindustrie bestimmt wird. Diese Entwicklung soll nachfolgend anhand Tab. 31 und Abb. 25 besprochen werden.

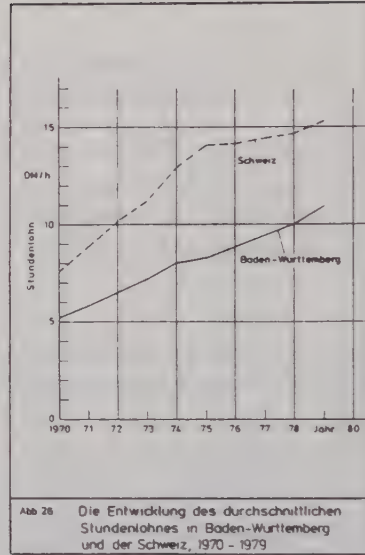
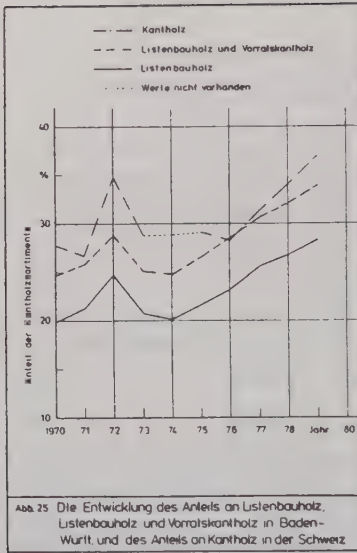
Für den durchschnittlichen Betrieb Baden-Württembergs läßt sich ein mittlerer Zuwachs des Anteils an Listenbauholz von 4,8 %/Jahr feststellen, der sich in drei Phasen gliedern läßt:

- Anstieg von 1970 - 1972 (= gute Baukonjunktur),
- Rückgang 1973 und 1974 auf das Niveau von 1970 (= Rezession),
- ab 1975 stetiger Anstieg bis auf rund 28 % im Jahr 1979 (= Jahre guter Baukonjunktur).

Die außerordentlich große Schwankungsbreite deutet darauf hin, daß neben speziellen Listenbauholzsägewerken auch Betriebe vorhanden sind, die sich vollständig auf andere Sortimente konzentriert haben.

Tabelle 31: Die Entwicklung des Anteils an Listenbauholz
Baden-Württemberg 1970 - 1979

Jahr	Anzahl Betriebe	Min.	$\bar{x}$ %	Max.	Index $\bar{x}$
1970	57	0,0.....	19,8.....	50,0	100,0
1971	59	0,0.....	21,3.....	53,0	107,6
1972	51	0,0.....	24,7.....	62,0	124,8
1973	61	0,0.....	20,7.....	62,0	104,6
1974	68	0,0.....	20,1.....	62,0	101,5
1975	75	0,0.....	21,6.....	60,0	109,1
1976	78	0,0.....	23,1.....	51,0	116,7
1977	87	0,0.....	25,8.....	51,0	130,3
1978	85	0,0.....	26,7.....	53,0	134,9
1979	90	0,0.....	28,3.....	58,0	142,9
durchschnittliche Änderungsrate pro Jahr		+ 0,9 % + 4,8 %			

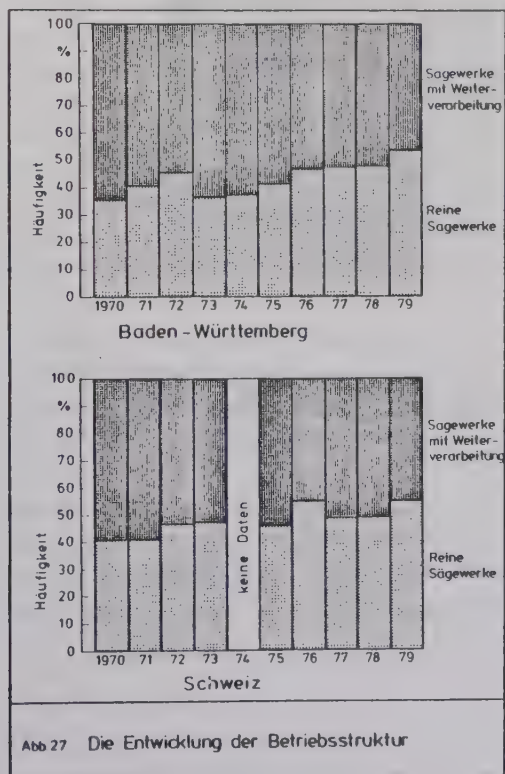


4) Stundenlohn (Abb. 26)

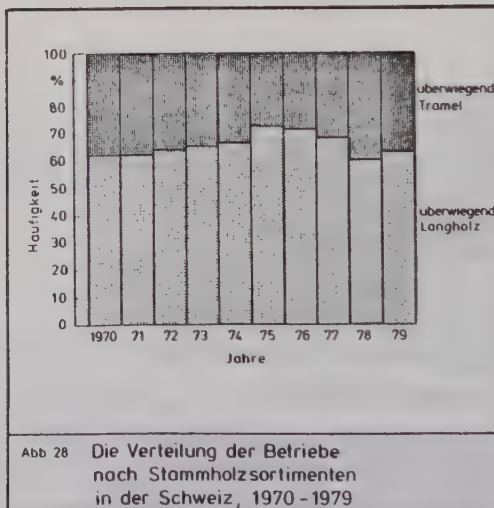
Die Entwicklung des durchschnittlichen Stundenlohnes zeigt für Baden-Württemberg und die Schweiz einen starken Anstieg. Von 1970 bis 1979 verdoppeln sich die durchschnittlichen Stundenlöhne sowohl in der Schweiz als auch in Baden-Württemberg. Allerdings verläuft diese Entwicklung in Baden-Württemberg und in der Schweiz etwas verschieden. In Baden-Württemberg ist der Anstieg verhältnismäßig stetig. In der Schweiz folgt auf einen Kostenschub zwischen 1970 und 1975 ab 1976 ein gemäßigter Anstieg.

4.4.2 Qualitative Kostendeckungsfaktoren

Für einen Vergleich qualitativer Kostendeckungsfaktoren zwischen Baden-Württemberg und der Schweiz bietet sich nur der Faktor Betriebsstruktur an. Wir gliedern in reine Sägewerke und Sägewerke mit Weiterverarbeitung. Abb. 27 ist zu entnehmen, daß in Baden-Württemberg und in der Schweiz der Anteil der reinen Sägewerke am Teilnehmerkreis des Betriebsvergleiches tendenziell zunimmt. Ob speziell die Entwicklung der Betriebsstruktur auf die Grundgesamtheit übertragen werden kann, oder ob diese Entwicklung infolge der Fluktuation der Teilnehmer nur für die Betriebsvergleiche zutrifft, konnte mit den zur Verfügung stehenden Informationen nicht geprüft werden.



Für die Schweiz kann über den qualitativen Kostendeckungsfaktor Einkauf des Rundholzes überwiegend als Langholz oder als Trämel (Blochholz) aufgezeigt werden, welche Veränderungen sich in den Einkaufsgewohnheiten der Betriebe in der Dekade 1970 - 1979 vollzogen haben. Aus Abb. 28 ist zu ersehen, daß rund 2/3 der Betriebe überwiegend Langholz einkaufen. In der ersten Hälfte der Dekade hat dieser Anteil steigende Tendenz, in der zweiten Hälfte sinkt dieser wieder und pendelt sich gegen Ende der Periode etwa auf dem Ausgangsniveau ein.



5 STOCHASTISCHE AUSWERTUNG - METHODIK

5.1 Allgemeines

Die stochastische Auswertung befaßt sich mit der mathematischen Behandlung von Zufallserscheinungen und mit der Wahrscheinlichkeitstheorie. Sie erlaubt, mehrdimensionale Beziehungen zu betrachten und funktionale oder kausale Zusammenhänge auch unter Einfluß von Störkomponenten nachzuweisen. Werden stochastische Modelle auf ökonomische Erscheinungen übertragen, so spricht man von ökonometrischen Modellen. Unter Ökonometrie kann man folglich die Anwendung der mathematischen Statistik auf wirtschaftliche Daten verstehen.

Diese Modelle versuchen, aus den erhobenen Daten Schlüsse auf Ursachenkomplexe zu ziehen, welche die Daten produziert haben, mit dem Ziel, die statistische Inferenz¹⁾ herzustellen. Bezogen auf die Betriebsvergleiche wird nach den Ursachen bestimmter Entwicklungen und nach Gründen für Unterschiede zwischen den Betrieben gefragt. Es interessieren deshalb Zusammenhänge bzw. Abhängigkeiten zwischen den erfaßten Kennzahlen. Dabei werden insbesondere folgende Fragestellungen möglich:

- 1) Sind überhaupt Zusammenhänge vorhanden?
- 2) Wie stark sind diese Zusammenhänge?
- 3) Welche funktionale Form kann den Zusammenhängen zugeschrieben werden?

1) Nach MENGES (1972, S. 266) wird die statistische Inferenz wie folgt definiert: "Statistische Inferenz ist die Überwindung der Ungewißheit durch induktive Schlüsse, die ihre Basis in empirischen Beobachtungen haben."

- 4) Welche Entwicklungen zeichnen sich für die Zusammenhänge des Ursachen-Wirkungskomplexes zukünftig ab?

Mit zunehmender Verfeinerung der Analyse aufgrund empirischer Beobachtungen wird das Modell geprüft und verbessert.

Wenn, wie im vorliegenden Fall, die Einflüsse auf die Kostendeckung und ihre Komponenten analysiert werden sollen, dann bietet sich aus dem statistischen Repertoire besonders das Verfahren der Regressionsanalyse an. Dieses Verfahren kann darüber hinaus auch zu Prognosezwecken verwendet werden. Beispielsweise hält GRAFF (1977) die Regressionsanalyse für die methodisch bestentwickelte Prognosemethode. Auch SIITIG (1979) sowie MERTENS/BACKERT (1980) stellen in ihren Überlegungen über die Erarbeitung von Prognosen für die Planung technischer, wirtschaftlicher und sozialer Prozesse die Korrelations- und Regressionsanalyse als bevorzugte Vorhersagemethode vor.

In der vorliegenden Arbeit bedienen wir uns der multiplen Regressionsanalyse nach der Methode der kleinsten Quadrate unter bestmöglicher Erfüllung der Maximum-Likelihood-Bedingungen ¹⁾. Da diese Methode, ebenso wie die dazugehörige Korrelationsrechnung, in ihrer Grundform unverändert aus der Literatur übernommen wurde, soll im folgenden auf die mathematischen Grundlagen und die einzelnen Rechenschritte nur insoweit eingegangen werden, als es für das Verständnis notwendig erscheint. Letzteres gilt insbesondere für die Prämissen der Regressionsmodelle, für die Kontrolle des Regressionsansatzes und für die Behandlung qualitativer Merkmale, d.h. für Fragen, die in der Standard-Literatur

1) Spezielle Kenntnisse über die Maximum-Likelihood-Bedingungen und die Methode der kleinsten Quadrate können z.B. bei MENGES (1972, S. 310 ff.) erworben werden. Vgl. auch MENGES (1967, S. 22) und TINTNER (1960, S. 36).

selten komprimiert und anwendungsbezogen beschrieben sind. Im übrigen sei auf die allgemeine und spezielle Literatur verwiesen.¹⁾

5.2 Die Regressionsanalyse

Gegenstand der Regressionsanalyse ist die Ermittlung und numerische Beschreibung der Funktionen, die den strukturellen Zusammenhang zwischen mehreren Variablen erfassen. Dabei wird die Variabilität der Zielgröße mit Hilfe der Variabilität einer oder mehrerer Regressoren erklärt.²⁾

5.2.1 Das multiple lineare Regressionsmodell

In der angewandten Ökonometrie wird das lineare Regressionsmodell bevorzugt eingesetzt. Nach SCHILDERINCK (1977) spielen dabei vor allem folgende Gründe eine Rolle:

- Die Probleme, die von der praktischen Wirtschaftspolitik an die Ökonometrie gestellt werden, sollen möglichst einfach gelöst werden. Ist das "einfache lineare Modell" nicht ausreichend, dann besteht die Möglichkeit, wirt-

1) BLEYMÜLLER/GEHLERT/GÜLICHER (1979), BORTZ (1979), DIEHL/KOHR (1979), DRAPER/SMITH (1966, 1981), JACKE (1980), LINDER (1964), MENGES (1972), NIE u.a. (1975), PFANZAGL (1968, 1974), RIEDWYL (1980), SACHS (1978), SCHACH/SCHÄFER (1978), SCHAICH (1977), ÜBERLA (1969) und WEBER (1967).

2) Im weiteren werden neben dem Begriff Variabilität auch die Begriffe Variation und Streuung verwendet. Ebenso sind die Begriffe Zielgröße, Zielvariable, Abhängige und Regressand als Synonyme zu verstehen, genauso wie Regressor, erklärende Variable und unabhängige Variable.

schaftliche Beziehungen bzw. Strukturzusammenhänge zu "linearisieren" (z.B. über log-Funktionen).

- Den statistischen Methoden, die zur Schätzung unbekannter Parameter von Beobachtungswerten benutzt werden, liegt überwiegend eine lineare Strukturbeziehung zugrunde. Es sind zwar Schätzmethoden für nicht-lineare Gleichungssysteme entwickelt worden, jedoch treten bei deren praktischer Anwendung auf realistische Modellgrößen schwerwiegende numerische Probleme auf.
- Die Qualität empirischen Datenmaterials ist häufig mangelhaft. Ein relativ robustes Modell, wie es das lineare darstellt, in dem die Daten durch relativ einfache Methoden geschätzt werden, zeigen häufig bessere Übereinstimmung mit der Realität als komplizierte nicht-lineare Modelle.

Geht man von einem linearen Struktur-Zusammenhang zwischen der Zielvariablen (y) und den erklärenden Variablen (x) aus und nimmt man weiterhin an, die Zielvariable entspreche einer Zufallsvariablen, sei n -Male realisiert worden und sei als Zielgröße für die Regressoren $x_1 \dots x_M$ geeignet, dann heißt das in mathematischer Formulierung: Man hat eine Zielvariable mit den Werten y_i mit $i = 1, \dots, n$, und erklärende Variable (x_k) mit den Werten x_{ki} mit $k = 1, \dots, M$ und $i = 1, \dots, n$.

Die erklärenden Variablen können selbst wieder Zufallsvariable ¹⁾ sein oder Funktionen von anderen darstellen. Ferner wird angenommen, daß die Werte der Zielgröße als Summe aus einer systematischen Komponente und einer Störkomponente erklärt werden können. Schließlich nimmt man von den Regres-

1) In der statistischen Ökonometrie haben die Regressoren häufig stochastischen Charakter, vgl. SCHACH/SCHÄFER (1978, S. 105 ff.) und SCHAICH (1977, S. 277 ff.).

soren an, daß ihre Varianzen die Varianz der Zielgröße überwiegend zu erklären vermögen, wenn ein Zusammenhang mit linearen ¹⁾ Modellparametern (Konstante und Regressionskoeffizienten) β_i ($i = 0, \dots, M$) nach folgendem Gleichungsschema beschrieben werden kann:

$$y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \dots + \beta_M x_{1M} + \epsilon_1$$

$$y_2 = \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_M x_{2M} + \epsilon_2$$

$\vdots$

$$y_n = \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \dots + \beta_M x_{nM} + \epsilon_n$$

Die additive Störkomponente ²⁾ $\epsilon (= \epsilon_1, \dots, \epsilon_n)$ trägt der Tatsache Rechnung, daß bei der paarweisen Realisation der Zufallsvariablen nicht immer die vom Modell unterstellte Beziehung gilt, daß also zufällige Fehler auftreten.

1) Vgl. SCHACH/SCHÄFER (1978, S. 2 ff.) und SCHILDERINCK (1977, S. 6). Die Linearität in den Modellparametern ist die entscheidende Voraussetzung und gibt dem linearen Regressionsmodell den Namen. Diese Einschränkung ist jedoch nicht so restriktiv, wie sie auf den ersten Blick vermuten lassen könnte; z.B. fallen auch polynomiale Ansätze der Form

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \dots + \beta_M x^{M-1} + \epsilon$$

unter dieses Modell. Weitere Möglichkeiten zur Linearisierung werden z.B. bei SACHS (1978, S. 350 ff.) und in Kap. 5.2.2 Transformationen dargestellt.

2) Stochastische Komponente, Störkomponente, Störvariable, Störeinflüsse, Zufallsfehler, Modellfehler, Errorterm, u.ä. werden im weiteren synonym verwendet.

Allgemein gilt somit für das i -te Beobachtungstupel

$$y_i = \underbrace{\beta_0 + \sum_{k=1}^M \beta_k x_{ki}}_{\text{systematische Komponente}} + \underbrace{\epsilon_i}_{\text{stochastische Komponente}} \quad \text{für } i = 1, \dots, n \quad 1)$$

Dieses Gleichungssystem führt in Matizenschreibweise zu folgendem Regressionsmodell

$$\vec{y} = x \cdot \vec{\beta} + \vec{\epsilon} \quad 1)$$

Eine geeignete Methode zur Festlegung der Kenngrößen eines solchen linearen Regressionsmodells ist die Methode der kleinsten Quadrate. Die Parameter b werden so festgelegt, daß die Summe der n quadrierten Differenzen zwischen den beobachteten Werten der Zielvariablen (y_i) und den dazugehörigen Ordinatenwerten ($\hat{y}_i$) der Stichproben-Regression minimal wird. Das heißt, unter allen möglichen Schätzungen b_i des Parametervektors β ist diejenige zu wählen, für die die Fehlerquadratsumme minimal wird.

Mathematisch formuliert heißt das:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 = \vec{\epsilon}, \vec{\epsilon} \Rightarrow \text{Min.}$$

-
- 1) Der Pfeil über dem Kurzzeichen kennzeichnet die Variable als Vektor $\vec{y}$, $\vec{\beta}$, $\vec{\epsilon}$. x kursiv geschrieben kennzeichnet die Variable als Matrizenkürzel.

Eine notwendige Bedingung für ein Minimum ist, daß die ersten partiellen Ableitungen nach β_i Null werden. Demzufolge werden die Schätzwerte b_i der Parameter β über diesen Weg berechnet ¹⁾.

5.2.2 Möglichkeiten der Regressionsanalyse ohne Berücksichtigung inferenziell-statistischer Eigenschaften

Bevor inferenziell-statistische Eigenschaften der Regression nach der Methode der kleinsten Quadrate besprochen werden, soll zunächst auf einfache algebraische Beziehungen und sonstige Aussagemöglichkeiten der Regressionsanalyse eingegangen werden, die an keinerlei wahrscheinlichkeitstheoretische Bedingungen geknüpft sind, wie Erwartungswerte, Streuungszerlegung, multiples Bestimmtheitsmaß, Transformationen und die Einführung qualitativer Merkmale. Die Schätzungen der Parameter (β) weisen folgende Eigenschaften auf: ²⁾

- 1) Die Schätzung erfolgt über minimale Fehlerquadratsummen; die Summe der Residuen ergibt Null.
- 2) Die Modellparameter b sind lineare Funktionen der Beobachtungswerte und unverzerrte, aber keine Minimum-Varianz-Schätzungen von β .

-
- 1) Mathematisch kann diese partielle Differentiation, der Übergang zu den Normalgleichungen und die Matrizenumformung für die multiple Regression nachvollzogen werden z.B. bei BLEYMÜLLER/GEHLERT/GÜLICHER (1979, S. 159 ff.), DRAPER/SMITH (1966, S. 44 ff., 1981, S. 70 ff.), SCHACH/SCHÄFER (1978, S. 8 ff.), SCHILDERINCK (1977, S. 9 ff.), JACKE (1980, S. 34 ff.) und für die Einfachregression z.B. bei SCHAICH (1977, S. 258 ff.).
 - 2) Siehe hierzu HRADETZKY (1978, S. 177 ff.) und SCHACH/SCHÄFER (1978, S. 20).

Die Funktionen der angewendeten Regressionsanalysen sind, wie bereits erwähnt, in den Modellparametern alle linear. Wenn auch in vielen Fällen eine einfache Regressionsgerade einen tatsächlich nicht-linearen Strukturzusammenhang approximieren kann, so kann sie aus dem Sachzusammenhang oftmals nicht hinreichend begründet werden, wie in unserem Falle z.B. bei den Personalkosten je Leistungseinheit und der technischen Arbeitsproduktivität.

Um solche nicht-lineare Beziehungen ausreichend realitätskonform beschreiben zu können, gibt es verschiedene Lösungswege: ¹⁾

- 1) Umwandlungen auf der Seite der Regressoren durch
 - Entwicklung polynomialer Modelle
 - Transformationen
 - Einführung von Kreuzproduktgliedern
 - Einführung von Spline-Funktionen²⁾
- 2) Umwandlung auf der Seite der Zielvariablen durch
 - Transformationen

Der einfachere und zugleich weniger problematische Weg ³⁾ ist der erstgenannte. Aus diesem Grunde wurde in den folgenden Analysen auch stets zuerst geprüft, inwieweit die Umwandlung von Regressoren eine Transformation der Zielvariablen erübrigt bzw. subsumiert.

1) Vgl. KIM/KOHOUT in NIE (1975, S. 368 ff.), DRAPER/SMITH (1966, S. 128 ff., 1981, S. 218 ff.)

2) Spline-Funktionen bleiben in der vorliegenden Studie unberücksichtigt

3) Gründe hierfür gibt z.B. JACKE (1980, S. 72 ff.)

Als rein algebraische Beziehungen können über den Modellansatz die Erwartungswerte berechnet und die Streuung bzw. die Varianz in die systematische und stochastische Komponente zerlegt werden. Daraus abgeleitet kann das Bestimmtheitsmaß angegeben werden. Da die Berechnung der Erwartungswerte keinerlei Schwierigkeiten in sich birgt und die Varianzzerlegung zunächst nur die Voraussetzung für das im weiteren Verlauf wiederholt verwendete Bestimmtheitsmaß liefert, soll in diesem Rahmen kurz auf das Bestimmtheitsmaß eingegangen werden.

Das multiple Bestimmtheitsmaß (B-Wert, coefficient of determination) ist definiert als der Quotient aus der durch die Regression erklärten Streuung und der Gesamtstreuung der Zielgröße

$$B = \frac{(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{(y_i - \bar{y})^2} = \frac{SS_{TOTAL} - SS_{RES}}{SS_{TOTAL}} = \frac{SS_{REG}}{SS_{TOTAL}}$$

und kann wie folgt interpretiert werden:

Mit hundert multipliziert gibt es an, welcher %-Anteil der Gesamtvarianz der Zielgröße durch die Varianz der Regressoren erklärt worden ist.

Das Bestimmtheitsmaß stellt bei Anwendern eine beliebte statistische Maßzahl dar, da sie eine rein algebraische Kennzahl ohne Forderungen an wahrscheinlichkeitstheoretische Bedingungen ist. Auf die Problematik dieser Größe als Maß für die Anpassungsgüte, deren Gefahren und Quellen zur Fehlinterpretation weisen verschiedene Autoren hin, wie beispielsweise DRAPER/SMITH (1966, S. 63, 1981, S. 91), HRADETZKY (1978) und JACKE (1980, S. 51 ff.).

Besteht in der Phase der Modellkonstruktion keine Kenntnis über den Zusammenhang zwischen Regressoren und Zielgröße, so berechnet man zuerst eine einfache Regression der Form

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon \quad 1)$$

und baut darauf die rechentechnisch am einfachsten zu entwickelnden polynomialen Modelle auf, z. B. in der quadratischen Form (Parabel 2. Ordnung)

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_{11} x^2 + \epsilon$$

Für die vorliegenden Strukturzusammenhänge sind polynomiale Modelle der quadratischen Form in der Regel ausreichend; Modelle höherer Ordnung könnten jedoch nach dem gleichen Prinzip weiterentwickelt werden. ²⁾ Sie haben in der Phase der Entwicklung eines Modells den großen Vorteil, daß sie ohne Kenntnis der Sachzusammenhänge selbsttätig den richtigen Kurventyp herausfinden. Sie haben jedoch manchmal den großen Nachteil, in den Randbereichen der Wertepaare funktionsbedingt zu unrealistischen Aussagen zu führen. Polynomiale Modellansätze geben jedoch häufig auch Hinweise auf die Wahl der geeigneten Transformationen.

Transformationen setzen zunächst Kenntnis über den wahren Strukturzusammenhang voraus, bieten jedoch den Vorteil, daß sie sich in den extremen Wertebereichen wesentlich realitätskonformer verhalten. Dies spielt z.B. bei Trendbestimmungen eine wichtige Rolle.

-
- 1) Der Übersichtlichkeit wegen werden die Umwandlungen auf der Seite der Regressoren mit nur einer Variablen durchgeführt.
 - 2) Vgl. NIE u. a. (1975, S. 371 ff.); nach JACKE (1980) verzichtet man jedoch bei einer größeren Zahl von unabhängigen Variablen besser auf polynomiale Ansätze.

Folgende Transformationen ¹⁾ einzelner Regressoren wurden in die Regressionsanalyse einbezogen:

- 1) gemischte Ansätze in logarithmischer Form (z.B. bei der Betriebsgröße)

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$$

$$y = \beta_0 + \beta_{11} \log x + \varepsilon$$

- 2) gemischte Ansätze in winkeltransformierter Form (Arcus-sinus-Transformation)

Ansätze bei Prozentwerten; insbesondere, wenn die Werte im Bereich von 0 - 30 % bzw. 70 - 100 % liegen, wie z.B. bei bestimmten Positionen des Produktionsprogrammes

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$$

$$y = \beta_0 + \beta_{11} \arcsin \sqrt{\frac{x}{100}} + \varepsilon$$

- 3) gemischte Ansätze in hyperbolischer Form, insbesondere bei zeitabhängigen Variablen

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$$

$$y = \beta_0 + \beta_{11} \frac{1}{x} + \varepsilon$$

Die prinzipiell einfachsten Modelleinwürfe beinhalten die rein additive Verknüpfung der Regressoren. Sie genügen bereits in vielen Fällen vollkommen den stochastischen Anforderungen. Bei vielen Zusammenhängen ist der Einfluß eines Faktors auf die jeweilige Zielgröße nicht unabhängig von

1) Nähere Angaben über Transformationen können z.B. bei SACHS (1978, S. 211, S. 396 ff.) gefunden werden.

anderen Einflußgrößen, sondern die verschiedenen Faktoren beeinflussen sich in ihrer Wirkung auf die Zielgröße gegenseitig, insbesondere, wenn ein Zeitfaktor als näherungsweise summarischer Ausdruck langfristig wirkender Faktoren (z.B. technologischer Fortschritt) einbezogen wird. Wenn solche Wechselwirkungen zu erwarten sind, werden diese über eine multiplikative Verknüpfung über sog. "Kreuzproduktglieder" berücksichtigt. Nachfolgendes Gleichungsschema zeigt solche Kreuzproduktglieder mit zwei Einflußfaktoren

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + \epsilon.$$

Könnte über Veränderungen auf der Seite der Regressoren eine realitätsnahe Anpassung der Funktionen an die Originaldaten nicht erreicht werden, wurde auf die Transformation der Zielgröße zurückgegriffen.

Folgende Grundformen von Ansätzen wurden beispielsweise berücksichtigt: ¹⁾

1) das multiplikative Modell der Form (Potenzfunktion)

$$y = \beta_0 \cdot x_1^{\beta_1} \cdot x_2^{\beta_2} \cdot \epsilon$$

wird durch Transformation in folgende Gleichung linearisiert:

$$\log y = \log \beta_0 + \beta_1 \log x_1 + \beta_2 \log x_2 + \log \epsilon$$

2) das Exponentialmodell

$$y = e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2)} \cdot \epsilon$$

1) Weitere Möglichkeiten von Transformationen sind z.B. bei v. LAAR (1979, S. 255 ff.) zu finden.

wird durch Transformation in folgende Gleichung linearisiert:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \ln \epsilon$$

3) das reziproke Modell

$$y = \frac{1}{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \epsilon}$$

wird durch folgende Transformation linearisiert:

$$\frac{1}{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \epsilon$$

Alle erwähnten Variablentransformationen haben zum Ziel, komplexe Zusammenhänge dem linearen Regressionsmodell zugänglich zu machen. Ohne Probleme sind Transformationen der Regressoren zu beurteilen. Dagegen müssen Transformationen, die die Zielvariable miteinbeziehen, sorgfältig darauf geprüft werden, daß die kleinste-Quadrat-Annahme durch die Transformation nicht verletzt wird. ¹⁾

Üblicherweise werden Korrelations- und Regressionsanalysen als Methoden zur Untersuchung zwischen "quantitativen" Merkmalen angesehen. Im vorliegenden Datenmaterial tritt jedoch häufig die Frage auf, ob und inwieweit Korrelation und insbesondere die Regression auch bei "qualitativen" Variablen angewendet werden können. ²⁾

1) Vgl. DRAPER/SMITH (1966, S. 134) und JACKE (1980, S. 73)

2) Daten aus Beobachtungswerten bestehen im allgemeinen aus stetigen (meßbaren) oder diskreten (abzählbaren) Merkmalen. Diese zählen zu den quantitativen Merkmalen. Daneben gibt es noch die qualitativen Merkmale, bei denen die untersuchten Variablen zwar in eine objektive Reihenfolge gebracht werden können, aber die Abstände keine Realabstände darstellen. Vgl. SACHS (1978, S. 46 und 107).

Während auf quantitative Ausprägungen sprachliche Bezeichnungen wie "größer-kleiner" angewendet werden können, trifft auf qualitative Merkmale nur die Bezeichnung "entweder-oder" zu. Eine solche qualitative Variable aus dem Bereich des Betriebsvergleiches ist in der Schweiz z.B. "Holz in Rinde" oder "Holz ohne Rinde".

Grundsätzlich gibt es für die regressionsanalytische Behandlung qualitativer Merkmale zwei gangbare Wege:

- 1) die Stratifizierung und
- 2) die Umwandlung der qualitativen Merkmale in "alternative" qualitative Variable.

Die Stratifizierung als konventionelles Verfahren teilt das Gesamtkollektiv nach den qualitativen Merkmalen in getrennte Kollektive auf und berechnet die Parameter in separaten Modellen. Ihr Nachteil besteht hauptsächlich darin, daß Gesamtkollektive mit einer relativ geringen Anzahl an Beobachtungswerten durch die zusätzliche Stratenbildung in kleine Kollektive zersplittern und daß sodann Korrelationen nicht mehr hinreichend sicher nachgewiesen werden können.

Beide Nachteile werden über den zweiten, eleganteren Weg, über die modellinterne Umwandlung der qualitativen Merkmale in "alternative" qualitative Variable, behoben. So nennt man qualitative Merkmale, von denen nur zwei Merkmalsausprägungen vorkommen. Man macht z.B. die oben erwähnte qualitative Variable "Holz in Rinde" und "Holz ohne Rinde" der Korrelations- und Regressionsanalyse dadurch zugänglich, daß man ihren beiden Variablenwerten zwei Zahlen zuordnet. Die spezielle Wahl der Zahlen ist dabei beliebig. Aus rechentechnischen Gründen empfehlenswert, und darum auch meistens vorgezogen, werden die beiden Zahlen 0 und 1 ¹⁾.

1) Eine Begründung liefert GAENSSLEN/SCHUBÖ (1976, S. 60 ff.)

Qualitative Variable mit mehr als zwei Merkmalsausprägungen wie z.B. die Betriebsstruktur in Baden Württemberg reines Sägewerk, Sägewerk mit geringer Weiterverarbeitung, Sägewerk mit überwiegender Weiterverarbeitung, können zunächst nicht ohne weiteres in die Regression aufgenommen werden. Dies wird jedoch durch Auflösung in alternative DUMMY-VARIABLE ¹⁾ möglich. Eine solche qualitative Variable ist z.B. die vorerwähnte Betriebsstruktur, bei der die drei Merkmalsausprägungen reines Sägewerk = 1, Sägewerk mit geringer Weiterverarbeitung = 2 und Sägewerk mit überwiegender Weiterverarbeitung = 3 bezeichnet werden. Dasselbe Meßergebnis kann auch durch zwei Messungen in je zwei alternative Merkmalsausprägungen umgeformt werden. Man fragt dabei systematisch ab, ob ein Betrieb Gruppe 1 angehört, wenn nicht, ob er Gruppe 2 angehört. Trifft auch dies nicht zu, dann weiß man automatisch, daß der Betrieb in Gruppe 3 gehört. Bei diesem Verfahren wurde "der Betrieb" somit vor zwei Alternativen gestellt, also um eine weniger als Merkmalsausprägungen vorliegen. Man kann nun jede dieser Alternativen als eine Variable betrachten, bei der die Verneinung den Meßwert 0 und die Bejahung den Meßwert 1 erhält. Bezeichnet man diese zwei Variable mit d_1 und d_2 , so erhält man im genannten Beispiel das folgende Meßwertschema:

<u>Betriebsstruktur:</u> Reines Sägewerk	$d_1 = 1; d_2 = 0$
Sägewerk mit geringer Weiterverarbeitung	$d_1 = 0; d_2 = 1$
Sägewerk mit überwiegender Weiterverarbeitung	$d_1 = 0; d_2 = 0$

1) Vgl. DRAPER/SMITH (1966, S. 134 ff, 1981, S. 241 ff.), GAENSSLEN/SCHUBB (1976, S. 143 ff.), NIE u.a. (1975, S. 373 ff.), v. LAAR (1979, S. 337).

Man sieht, daß jede der drei Merkmalsausprägungen durch eine eindeutige Meßwertkombination gekennzeichnet ist, die sich von den beiden anderen unterscheidet. Damit ist das Meßergebnis durch die zwei alternativen Variablen genauso differenziert wie in der ursprünglichen, drei Merkmalsausprägungen umfassenden Variablen. Die zwei alternativen Variablen können in Korrelations- und Regressionsanalysen verwendet werden, und aus der qualitativen Variablen Betriebsstruktur läßt sich ein quantitativer Regressand (y) vorhersagen. Die für diesen Zweck gebildeten Variablen werden "alternative DUMMY-VARIABLE" oder einfach "DUMMY-VARIABLE" genannt.

Nach diesem Verfahren können qualitative Variable mit beliebig vielen Merkmalsausprägungen in Dummy-Variable aufgelöst werden. Es ist ohne weiteres klar und wird auch aus dem Beispiel ersichtlich, daß jede qualitative Variable mit

m Merkmalsausprägungen in
 $m - 1$ Dummy-Variable übersetzt werden kann.

Die Rechnung mit Dummy-Variablen in der Regression soll wiederum an einem Beispiel aus dem Betriebsvergleich dargestellt werden:

Will man wissen, ob die Personalkosten der Betriebe in der Sägeindustrie neben anderen quantitativen Variablen mit der Betriebsstruktur in Verbindung stehen, so bildet man nach obigem Schema zwei Dummy-Variable und berechnet mit diesen und den quantitativen Variablen eine multiple Regression. Die Regressionsgleichung ergibt sich nach folgendem Muster (für die Dummy-Variable sind die Mittelwerte eingesetzt):

$$y_i = \underbrace{\beta_0}_{\text{Konstante}} + \underbrace{f(x_{ki})}_{\text{quantitative VARIABLE}} + \underbrace{\beta_1 \cdot d_{1i} + \beta_2 \cdot d_{2i}}_{\text{DUMMY-VARIABLE}} + \underbrace{\epsilon_i}_{\text{Modellfehler}}$$

reine Sägerwerke
mit geringer Weiterverarbeitung

Aus dieser Regressionsgleichung erhält man für die verschiedenen Betriebsstrukturen die Schätzwerte, wenn man entsprechend dem obigen Schema die Werte der jeweiligen Betriebsgruppe in den Dummy-Variablen einsetzt. So ergibt sich für die Gruppe reine Sägerwerke

$$y_i = \beta_0 + f(x_{ki}) + \beta_1 + \epsilon_i$$

Erklärung: Für die Gruppe reine Sägerwerke ist d_{2i} grundsätzlich Null, d.h. das Regressionsglied $\beta_2 \cdot d_{2i}$ verschwindet. d_{1i} ist immer 1, deshalb kann β_1 als Konstante addiert werden.

Für die Gruppe der Sägerwerke mit geringer Weiterverarbeitung gilt:

$$y_i = \beta_0 + f(x_{ki}) + \beta_2 + \epsilon_i$$

Erklärung: analog der vorigen Gruppe.

Für die Gruppe Sägerwerke mit Überwiegender Weiterverarbeitung gilt:

$$y_i = \beta_0 + f(x_{ki}) + \epsilon_i$$

Dies ist einleuchtend, da diese Gruppe in allen Dummy-Variablen (d_{1i} , d_{2i}) den Wert 0 hat.

In der vorliegenden Untersuchung wurden beide Wege gewählt. Lagen natürliche Kollektive vor, wie beispielsweise die politisch und geographisch klar zu trennenden Gebiete Baden-Württemberg und Schweiz, oder traten rechentechnische Schwierigkeiten auf, so wurde mit Stratenbildung gearbeitet. Soweit jedoch die modellinterne Trennung durch qualitative Information möglich war, wurden Dummy-Variable eingeführt.

5.2.3 Prüfung des Modells auf inferenziell-statistische Eigenschaften

Um strengen statistischen Anforderungen zu genügen und um vom klassischen Regressionsmodell sprechen zu können, muß die Regression nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmte Voraussetzungen erfüllen. Diese beziehen sich auf den wahren Strukturzusammenhang zwischen Regressoren und Zielvariablen, insbesondere auf Eigenschaften der Störvariablen (ϵ_i).

Für das klassische Regressionsmodell werden folgende Annahmen vorausgesetzt:

- 1) Die Störvariablen (ϵ_i) haben für alle Werte der Regressoren den Erwartungswert 0.
 $E(\epsilon_i) = 0$
- 2) Die Störvariablen seien homoskedastisch, haben also dieselbe Varianz oder vereinfacht gesagt: die Störvariablen müssen gleichmäßig streuen.
 $VAR(\epsilon_i) = E(\epsilon_i^2) = \sigma_\epsilon^2 = \sigma_{RES}^2$
- 3) Die Störvariablen seien unkorreliert bzw. statistisch voneinander unabhängig
 $cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$
- 4) Die Störvariablen seien normalverteilt nach $N(0, \sigma_\epsilon^2)$.

Annahme 1 ist bezüglich ihrer Realitätsnähe nicht problematisch und kann grundsätzlich als erfüllt angesehen werden. Sie legt nämlich nur fest, daß die Einflüsse der Regressoren und der Störvariablen derart gegeneinander abgegrenzt werden, daß die Wirkung der Störvariablen verschwindet.

Kritischer ist die Annahme 2; denn häufig ist zu beobachten, daß die Störkomponente für zunehmende x-Werte größere Varianz aufweist (vgl. z.B. HRADETZKY 1978).

Die in Annahme 3 geforderte Unabhängigkeit der Störvariablen (ϵ_i) innerhalb eines Jahres dürfte im Falle des Datenmaterials der Betriebsvergleiche gegeben sein, da jedes ϵ_i einer eigenen, an unabhängigen Betrieben ermittelten Beobachtung entspricht und die bei einem Betrieb gewonnenen Daten somit keinen Einfluß auf die an anderen Betrieben ermittelten Daten ausüben. Problematischer wird die Annahme hinsichtlich ihrer Realitätsnähe, wenn die Beobachtungen zu verschiedenen Zeitpunkten, also in zwei aufeinanderfolgenden Jahren, verglichen werden. Häufig tritt dann Autokorrelation auf.

Die Annahme 4 ist oftmals nicht unbedingt realitätskonform. Da jedoch angenommen werden kann, daß der durch die Regression nicht erklärte Fehler durch mehrere unabhängige Einflüsse, z.B. sämtliche im Betriebsvergleich nicht explizit erfaßten Kostendeckungsfaktoren, hervorgerufen wird, kann sie, wenn sie nicht nachgewiesen wird, mit dem Hinweis auf den Zentralen Grenzwertsatz als die vernünftigste Annahme bezüglich der Verteilung der Störvariablen als gerechtfertigt angesehen werden.

Treffen diese vier Annahmen zu, so entspricht die Schätzung der Parameter (b_i) der Maximum-Likelihood-Schätzung von β . Sie wurde von R.A. FISHER entwickelt und ist nach SACHS (1978, S. 56) die universellste Methode zur optimalen

Schätzung anerkannter Parameter und bestimmt diejenigen Werte als Schätzwerte für die unbekannten Parameter, die dem erhaltenen Stichprobenresultat die größte Wahrscheinlichkeit des Auftretens verleihen. Inwieweit diese Annahmen erfüllt werden, zeigt die Residualanalyse.

Die Prüfung auf das klassische Regressionsmodell erfolgt über die Residual- oder Störvariablenanalyse. Die Residuen (Störvariablen) sind definiert als die Differenzen zwischen den beobachteten und den geschätzten Zielgrößenwerten

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad i = 1, \dots, n$$

und stellen den Betrag der Zielvariablen dar, den die Regression nicht erklären kann. Jedes Residuum e_i sollte einen Schätzwert des Modellfehlers ϵ_i darstellen. Somit geben erst die Residuen Aufschluß darüber, ob die theoretischen Prämissen als erfüllt gelten können bzw. welche Abweichungen vorliegen. Anhand der Residuenpunktwolke läßt sich der Erfolg des Modells als Instrument zur Erklärung empirischer Zusammenhänge ablesen.

Eine aussagefähige Residualanalyse prüft im einzelnen folgende Kriterien:

- 1) Streuen die Störvariablen homoskedastisch bzw. streuen die Residuen gleichmäßig?
- 2) Sind die Residuen voneinander unabhängig oder korrelieren sie miteinander?
- 3) Sind die Residuen normalverteilt?
- 4) Paßt sich das Modell den Daten an oder sind Umwandlungen im Modell nötig?
- 5) Liegen Ausreißer vor?

In der Literatur werden zur Lösung dieser Fragen von verschiedenen Autoren, wie ANSCOMBE/TUKEY (1963), BLEYMÜLLER/GEHLERT/GUELICHER (1979, S. 151 ff.), DRAPER/SMITH (1966, S. 86 ff, 1981, S. 141 ff.), JACKE (1980, S. 62 ff.), KIM/KOHOUT in NIE (1975, S. 341 ff.) mehrere graphische und rechnerische Methoden angeboten.

Im Rahmen der vorliegenden Studie verwendeten wir überwiegend als graphische Verfahren den Residualplot gegen die ausgeglichene Zielgröße und die Darstellung der Summenhäufigkeit im Wahrscheinlichkeitsnetz und als rechnerische Methode den DURBIN-WATSON-TEST. Die verschiedenen Formen des Residualplots können am besten bei DRAPER/SMITH (1966, S. 86 ff.) nachgelesen werden. Erstellt man einen Residualplot gegen die ausgeglichene Zielgröße, so können sich anhand der Prüfkriterien folgende typische Bilder von Streubändern ergeben (Abb. 29).

Das Streuband in Plot 1 stellt den Idealzustand dar. Um den Mittelwert Null scharen sich über den gesamten Variationsbereich die Störvariablen in einem gleichmäßig horizontalen Band. Die Horizontalität zeigt die Güte der Anpassung des gewählten Ansatzes an die Daten, die Parallelität weist auf gleichbleibende Varianz hin. Man spricht in diesem Fall von richtiger Spezifikation des Regressionsmodells.

Die Streubänder in Plot 2 und 3 zeigen mit zunehmendem (abnehmendem) Wert der Zielvariable eine größere (kleinere) Varianz, was auf eine Verletzung der Homoskedastie hinweist und ein deutliches Zeichen für Heteroskedastie ist. Die kleinste Quadrate Schätzwerte b_1 sind zwar ebenfalls unverzerrt, die statistischen Kennwerte, wie z.B. der Standardfehler, sind aber nur noch bedingt bzw. nicht mehr

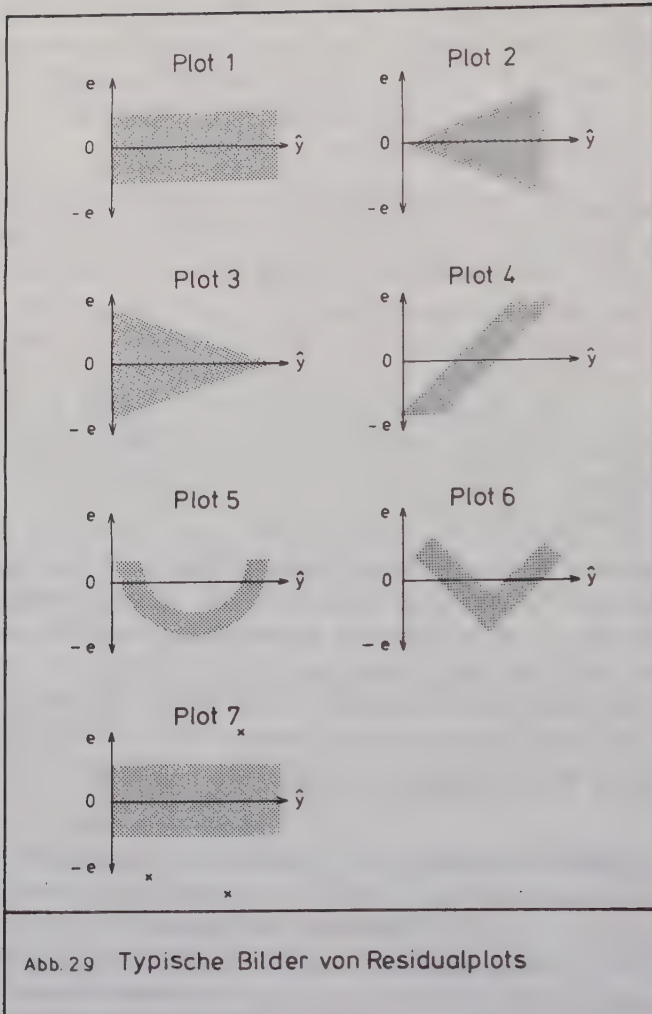


Abb. 29 Typische Bilder von Residualplots

Residual Plots: A Guide to Interpreting the Results

anwendbar. Zur Stabilisierung der Varianz kann hier eine Gewichtung der kleinsten Quadrate oder eine Transformation der Zielgröße in Erwägung gezogen werden.

Das Streuband von Plot 4 weist im niederen Zielgrößenbereich systematisch negative und im oberen Bereich systematisch positive Residuen auf. Das sind ebenfalls Hinweise auf eine Fehlspezifikation des Modells. Nach eigenen Erfahrungen ist diese Art der Fehlspezifikation meist darauf zurückzuführen, daß eine oder mehrere wesentliche Größen nicht in das Modell aufgenommen wurden.

Das Streuband in Plot 5 zeigt ebenfalls eine Fehlspezifikation der Regressionsfunktion. Die Korrektur kann meistens erfolgen über die Entwicklung polynomialer Modelle, Transformationen der Regressoren, u.U. auch über eine Transformation der Zielgröße. DRAPER/SMITH (1966, S. 91 und 1981, S. 147) empfehlen auch die Aufnahme von Kreuzproduktgliedern.

Das Streuband in Plot 6 ist eine extreme Form von Plot 5. Hier weisen die Residuen eine lineare Tendenz auf, die entsprechenden Geraden ändern jedoch im Tiefpunkt ihre Steigung abrupt. Man spricht in diesem Falle von einem Strukturbruch. Am besten wird man einen solchen Plot gegen den entsprechenden x-Wert abtragen, um die Strukturbruchstelle (x_s) zu erkennen; sodann werden für beide Teilbereiche zwei separate lineare Funktionen berechnet.

Das Streuband von Plot 7 stellt im Prinzip Plot 1 mit Ausreißern dar. Unter Ausreißern werden diejenigen Residuen verstanden, die erheblich weiter von der Nulllinie abweichen als die übrigen. Sie kennzeichnen Daten, die für den Rest der Werte vollkommen atypisch sind. Solche Ausreißer wurden in der Regel ursächlich anhand der Originaldaten

des Betriebsvergleichs überprüft und ggf. gutachtlich be-
seitigt und die Regression mit demselben Funktionsansatz
neu berechnet. Regeln für die Behandlung von Residual-
Ausreißern geben z.B. ANSCOMBE/TURKEY (1963) oder allge-
mein SACHS (1978, S. 219 ff.).

Liegen in den Plots der Residualanalyse nicht nur eine,
sondern mehrere Ursachen, wie Nichtlinearität und Struktur-
bruch oder Heteroskedastie und Autokorrelation, gleichzei-
tig vor, dann kann es u.U. Schwierigkeiten bereiten, die
Streubänder in eindeutiger Weise zu interpretieren.

Die Prüfung auf Unabhängigkeit bzw. auf Korrelation zwi-
schen den Residuen (= Autokorrelation) erfolgte auch
über einen statistischen Test, den DURBIN-WATSON-TEST.¹⁾
Die Testgröße d wird wie folgt berechnet:

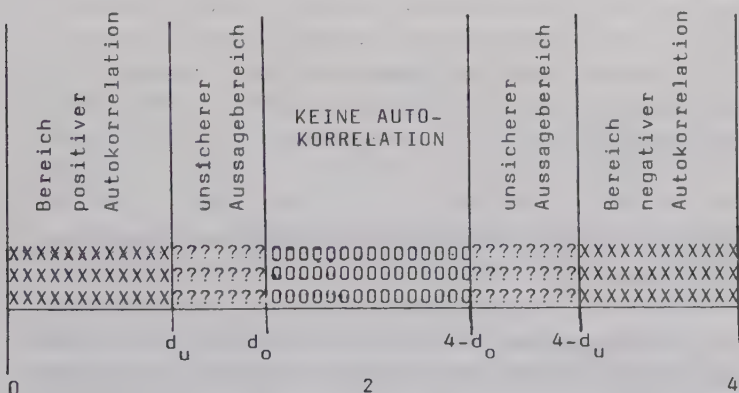
$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

Sie besagt, daß zunächst die Differenzen der aufeinander
folgenden Residuen quadriert und aufsummiert werden; an-
schließend wird dieser Betrag durch die Summe der quadrier-
ten Residuen dividiert. Testwerte in der Größenordnung von
2 zeigen an, daß keine Autokorrelation vorliegt. Auf Auto-
korrelation wird man nur dann schließen, wenn d wesentlich
von 2 nach oben oder unten abweicht. Nach SCHNEEWEIß
(1974, S. 187) kann man Signifikanzschwellen ohne zusätz-
liche Voraussetzungen über die Wahrscheinlichkeitsvertei-

1) Vgl. BOHNHOEFFER/GOLDRIAN (1975, S. 77 ff.), SCHNEEWEIß
(1974, S. 186 ff.), v. LAAR (1979, S. 616 ff.).

lung der Störvariablen (also verteilungsfrei) bestimmen. Allerdings wird die Effizienz dieses Tests erhöht, wenn die Normalverteilung vorausgesetzt werden kann. DURBIN und WATSON (1951) haben hierfür Signifikanzschwellen errechnet und die Verteilung von d für eine verschiedene Anzahl von Beobachtungen tabelliert.¹⁾

Die jeweiligen d_u und d_o Werte sind dort angegeben. Liegt der berechnete d -Wert im Bereich von 0 bis d_u , so kann auf positive Autokorrelation geschlossen werden; d -Werte zwischen 4 minus d_u und 4 deuten negative Autokorrelation an. Liegen die berechneten d -Werte im Bereich zwischen d_u und d_o bzw. 4 minus d_o und 4 minus d_u , dann ist das Vorhandensein von Autokorrelationen unsicher. V. LAAR (1979) empfiehlt in solchen Fällen, die Zahl der Beobachtungen zu erhöhen. Nachfolgendes Schema verdeutlicht diese Aussage:



1) Die Tabellenwerte für d_u und d_o sind bei DURBIN/WATSON (1951) angegeben. Auszugsweise sind sie auch bei SCHNEEWEIF (1974, S. 374), BONHOEFFER/GOLDRIAN (1975, S. 147) oder v. LAAR (1979, S. 657) zu finden.

Bei signifikanter Autokorrelation sind die kleinste Quadrate Schätzwerte b_i zwar weiterhin unverzerrt, jedoch erhält man falsche (unterschätzende) Standardfehler und damit verfälschte Vertrauensbereiche. Möglichkeiten zur Beseitigung von Autokorrelation zeigen v. LAAR (1979, S. 617 ff.) und SCHNEEWEIS (1974, S. 176 ff.).

Die Anpassung der Residuen an die Normalverteilung kann über verschiedene statistische Tests, wie beispielsweise über den Kolmogoroff-Smirnoff-Test, den χ^2 -Test ¹⁾ oder über die standardisierten dritten und vierten Stichprobenmomente nach GEBHARDT (1966) oder über graphische Verfahren geprüft werden.

Als eleganten und selbst höheren Ansprüchen genügenden Weg, die Residuen auf die Anpassung an die Normalverteilung zu testen, wählten wir die graphische Darstellung der Summenhäufigkeit im Wahrscheinlichkeitsnetz (LINDER (1964), PFANZAGL (1974), WEBER (1967), SACHS (1978)). Es gilt: Läßt sich das Polygon der Summenhäufigkeit zwischen 10 und 90 % durch eine Gerade approximieren, so liegt eine Normalverteilung vor.

5.2.4 Beurteilung der Güte und der Signifikanz des klassischen Regressionsmodells

Ist das Annahmesystem (siehe Kapitel 5.2.3) für die klassische Regressionsanalyse erfüllt, so weist die Schätzung der Parameter β folgende Eigenschaften auf:

1) vgl. z.B. SACHS (1978, S. 256 ff., S. 251 ff.).

- 1) Die Schätzung erfolgt über minimierte Fehlerquadratsummen, die Summe der Residuen ergibt Null.
- 2) Die Modellparameter b sind lineare Funktionen der Beobachtungswerte und unverzerrte Minimum-Varianz-Schätzungen von β .
- 3) Die Residuen sind normalverteilt.

Als Folge sind alle Berechnungen ohne das Risiko von Fehlinterpretationen möglich (vgl. Kapitel 5.2.2). Darüber hinaus können sämtliche statistischen Kennwerte, wie beispielsweise die Standardabweichung der Residuen oder der Regressionskoeffizienten sowie Signifikanztests und Vertrauensbereiche berechnet werden.

Als rechnerisches Maß für die Güte der klassischen Regressionsfunktion dient die Standardabweichung der Residuen ¹⁾²⁾.

-
- 1) Standardabweichung und Standardfehler werden in der Regel synonym verwendet. Auch wir werden uns in dieser Studie daran halten. Beispielsweise schreibt SACHS (1978, S. 321): "Da $Sy.x$ ein Maß für die Fehler ist, die man bei der Schätzung oder Vorhersage aus vorgegebenen Werten x macht, wird diese Standardabweichung auch als Standardfehler der Schätzung oder als Standardfehler der Vorhersage bezeichnet."
 - 2) Ausführlicher beschreibt diese Kennzahl BONHOEFFER/GOLDRIAN (1975, S. 50 ff., S. 57 ff., und S. 104).

Dieses Streuungsmaß ist wie folgt definiert:

$$s_{\text{RES}} = s_{y \cdot x} = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - k}}$$

(k = Anzahl der Parameter = M + 1)

Hier bedeutet $\sum (y_i - \hat{y}_i)^2$ die Summe der Quadrate der Abweichungen zwischen tatsächlichen und geschätzten Werten der Zielgröße. n ist die Zahl der Beobachtungswerte. Diese ist um die Zahl k zu vermindern, weil durch die Berechnung der Parameter b_0, b_1 bis b_M insgesamt k (k = M + 1) Freiheitsgrade verlorengehen. Diese Standardabweichung kann insbesondere als Verhältniszahl von Standardabweichung der Residuen zu ursprünglicher Standardabweichung der Zielgröße

$\left(\frac{s_{\text{RES}}}{s_{\text{Zielgröße}}} \right)$ als Maß für die Güte der Anpassung gelten. Sie gibt die prozentuale Reduktion der Gesamtabweichung der Zielgröße durch die Regression und sagt aus: Je stärker die Reduktion desto sicherer ist die Schätzung.

Ebenso kann die Standardabweichung oder der Standardfehler der Regressionskoeffizienten Größenvorstellungen über die Unsicherheit geben, mit der die Regressionskoeffizienten behaftet sind. Auf eine Herleitung dieser Kennzahl sei an dieser Stelle verzichtet. Hierzu wird auf BLEYMÜLLER/GEHLERT/GÜLLICHER (1979, S. 146) verwiesen.

Die Vergleichbarkeit dimensionsverschiedener Regressionskoeffizienten kann dadurch hergestellt werden, daß man die Standardabweichung durch den Regressionskoeffizienten dividiert und dadurch die relative bzw. relativierte Standardabweichung des Regressionskoeffizienten erhält. Diese sagt aus, daß mit zunehmender relativierter Standardabweichung der Unsicherheitsbereich dieses Koeffizienten steigt.

Die statistische Signifikanz wird wie folgt geprüft:

Setzt man die durch die Regressionsgleichung erklärte Streuung (MS_R) in Relation zur Reststreuung ($MS_{RES} = S^2_{RES}$), bildet also den Quotienten

$$F_{\text{gesamt}} = \frac{MS_R}{MS_{RES}},$$

so erhält man für die Gesamtregression einen F-Wert, der mit dem theoretischen F-Tabellenwert ¹⁾ verglichen wird und diesen zumindest auf dem gewählten Signifikanzniveau übersteigen sollte. DRAPER und SMITH (1966, S. 64) vertreten allerdings die Auffassung, daß eine Regressionsgleichung erst dann zu einem vorhersagefähigen Modell wird, wenn der F-Wert der Regression den Tabellenwert um ungefähr das Vierfache übertrifft. Auf diesen relativ groben Test allein sollte jedoch die Entscheidung über die Modellannahme nicht gestützt werden.

Jede Einführung eines Regressors in das Modell bewirkt eine Reduktion der Restvarianz bzw. eine Steigerung des B-Wertes. Bei einer systematischen Varianzreduktion lautet jedoch die Frage: Welche Reduktionsmenge bzw. welchen Bestimmtheitsmaßanstieg sollte man auf einem gewählten Signifikanzniveau noch tolerieren? Die Beantwortung dieser Frage soll an zwei aufeinanderfolgenden Rechenschritten einer Regression aufgezeigt werden:

SS_{REG_1} bezeichnet die Summe der regressionsbedingten Abweichungsquadrate des ursprünglichen Modells;

SS_{REG_2} bezeichnet die Summe der regressionsbedingten Abweichungsquadrate des erweiterten Falls des Modells;

1) z.B. WEBER (1967, S. 598 ff.) und SACHS (1978, S. 116 ff.).

$SS_{REG_2} - SS_{REG_1}$ bezeichnet die immer positive Differenz des Quadratsummenanteils, der auf den Einbezug einer neuen unabhängigen Variablen zurückzuführen ist;
 $MS_{RES} = S^2_{RES}$ bezeichnet die Schätzung der Residualvarianz nach der Erweiterung des Modells.

Aus dem Quotienten

$$\frac{SS_{REG_2} - SS_{REG_1}}{S^2_{RES}} = F$$

ergibt sich wiederum ein F-Wert. Erweist sich dieser Wert im Vergleich zum Tabellenwert als signifikant, so ist die Erweiterung des Modells als sinnvoll zu betrachten. Ein solcher Signifikanztest der zusätzlichen Abweichungsquadrate prüft bei jedem Regressionsschritt den entsprechenden Einfluß jedes neu hinzugekommenen Parameters. Testet man die Variablen in der Reihenfolge wie sie in das Modell eingehen, so spricht man von einem sequentiellen F-Test. Erfolgt die Prüfung dagegen im fertigen Modell, so spricht man vom partiellen F-Test.

Wenn ein sequentieller F-Test auf einem bestimmten Signifikanzniveau einen Regressor als nicht signifikant ausweist, so besagt das im bestehenden Modell nur, daß diese Variable in der gegebenen Konstellation keinen nennenswerten Beitrag zur Varianzverminderung liefert. Das kann zwei Gründe haben:

- 1) Der Regressor korreliert primär und partiell (d.h. zusammen mit den übrigen modellinternen Variablen) sehr gering mit der Zielgröße.
- 2) Der Regressor korreliert primär recht hoch mit der Zielgröße (vgl. Korrelationsmatrix), jedoch in der gerade im Modell vorliegenden Konstellation der übrigen Regressoren

so gering, daß sein Einfluß nicht signifikant ist. Dieser Fall tritt nur dann ein, wenn die Korrelation mit mindestens einem der restlichen Regressoren so hoch ist, daß allein der Einfluß der bereits im Modell enthaltenen Variablen dessen ursprünglich hohe Relevanz zur Zielgröße bereits subsumiert hat. Der sequentielle und partielle F-Test gewährleistet folglich eine sinnvolle Auswahl untereinander korrelierender Regressoren und bildet letztendlich die höchste Sicherheit für eine sinnvolle Analyse.

Wie bereits wiederholt erwähnt, streuen die beobachteten Werte der erklärenden Variablen mehr oder weniger stark um die Regressionsfunktion. Die Güte dieser Streuung kann über die Vertrauensbereiche optisch in Form von Hyperbeln dargestellt werden. Die in der vorliegenden Studie gezeichneten Vertrauensbereiche geben an, daß mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % die Schätzwerte $\hat{y}_i$ für die vorgegebene Regression innerhalb der aufgezeigten Vertrauensbereiche liegen. Man kann auch sagen: Würde man eine unbegrenzt große Zahl von Stichproben aus der Grundgesamtheit ziehen und für jede der Stichproben die Regressionskurven berechnen, dann würden 95 % dieser Kurven innerhalb der gezeichneten Vertrauensbereiche liegen.

Für den Erwartungswert y an der Stelle x sei die Berechnung der Vertrauensbereiche am Beispiel für eine Einfachregression wiedergegeben:¹⁾

$$\hat{y} \pm t_{(n-2)} \cdot s_{y \cdot x} \cdot \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{Q_x}}$$

$$Q_x = \sum x^2 - \frac{1}{n} (\sum x)^2$$

Der Vollständigkeit halber sei noch erwähnt, daß diese Beziehungen nur für den beobachteten Bereich gelten.

1) vgl. LINDER (1964, S. 159 ff.), SACHS (1978, S. 342 ff., S. 324 ff bzw. S. 326)

5.2.5 Definition der "optimalen" klassischen Regressionsgleichung

Zur Varianzerklärung einer Zielgröße stehen normalerweise mehrere Regressoren zur Verfügung. Eine Regressionsgleichung wird aus statistischer Sicht für einen vorgegebenen Satz von Einflußfaktoren und bei gegebener Irrtumswahrscheinlichkeit als beste Regressionsgleichung bezeichnet, wenn sie

- nur signifikante Parameter (Regressoren) enthält und
- einen möglichst hohen Anteil der Varianz der Zielgröße enthält, d.h. die Varianz der Quadratsumme der Abweichungen zwischen den beobachteten und den berechneten Werten der Zielgröße minimiert.

Ein hohes Maß an Sicherheit auf dem Weg zur jeweils optimalen Regressionsfunktion bietet die schrittweise Vergleichsmethode (stepwise regression), da sie Interkorrelationen der Regressoren umfassend berücksichtigt. Dieses Verfahren gewährleistet, daß sukzessive die unabhängigen Variablen in die Regressionsfunktion eingebaut werden, die unter den sich von Schritt zu Schritt ändernden Interkorrelationsbedingungen zwischen Zielgröße und jeweils aktuellen Regressionskomplexen die noch existierende Restvarianz am stärksten vermindern.

Die schrittweise Vergleichsmethode arbeitet wie folgt:

Aus der Menge verfügbarer Regressoren wird die Variable herausgegriffen, die am höchsten mit der Zielgröße korreliert. Im weiteren konstruiert die schrittweise Vergleichsmethode ein nach absinkender Größe der partiellen Korrelationskoeffizienten zwischen Zielgröße und Regressoren gestaffeltes Modell. Bei jeder neu hinzugezogenen Variablen werden

- a) das multiple Bestimmtheitsmaß
- b) der sequentielle F-Test
- c) der partielle F-Test

- d) der F-Wert der Gesamtregression und
- e) die Standardfehler der Residuen und der Regressionskoeffizienten

berechnet.

Im Laufe der Rechnung kann der Fall eintreten, daß eine der in die Regression aufgenommenen Einflußgrößen ihre Signifikanz verliert, beispielsweise wegen Interkorrelation mit anderen sich in der Regression befindlichen Einflußgrößen. Deshalb wird nach jedem Aufnahmeschritt über den partiellen Test geprüft, ob die Koeffizienten der in der Regression befindlichen Einflußgrößen auf dem vorgegebenen Niveau noch signifikant sind. Unterschreitet einer der berechneten F-Werte die vorgegebene Schranke, so wird die Variable aus dem Modell entfernt. Erweisen sich auf einer Stufe mehrere Glieder als nicht signifikant, dann wird zunächst jenes Glied aus der Regressionsgleichung eliminiert, dessen partieller Test den niedrigsten F-Wert aufweist. Danach wird der sequentielle und partielle Test mit der reduzierten Regressionsgleichung wiederholt.

Die schrittweise Regression wird dann abgebrochen, wenn die "optimale" Regressionsgleichung vorliegt, d.h. wenn die Koeffizienten aller in die Regression einbezogenen Einflußgrößen über den sequentiellen bzw. partiellen F-Test signifikant sind und der vorliegende Regressionsansatz keine weitere Einflußgröße enthält, die eine signifikante Varianzverminderung der Quadratsumme der Residuen bewirkt.

Im Hinblick auf mögliche praktische Anwendungen, z.B. im Zusammenhang mit der Prüfung der Einflüsse auf die Kostendeckung und deren Komponenten, muß die Definition der optimalen Regressionsgleichung noch im Sinne der Entscheidungstheorie erweitert werden. Eine Regressionsgleichung wird dann als optimal bezeichnet, wenn sie einen Kompromiß bildet zwischen den drei Idealforderungen:

1) TREFFSICHERHEIT

- Minimierung der Reststreuung durch Einbezug einer vertretbar hohen Zahl von Regressoren

2) PRAKTIKABILITÄT

- Minimierung des Aufwandes bei Anwendung des Modells zu Prognosezwecken durch Wahl möglichst weniger unabhängiger Variablen

3) PLAUSIBILITÄT

- Entwurf eines den praktischen Erfahrungen nicht widersprechenden Modells.

5.2.6 Übersicht über die verwendeten Symbole und statistischen Maßzahlen

Die wichtigsten Maßzahlen und Kennzeichen einer klassischen Regression sind:

n	= Zahl der der Regression zugrunde liegenden Einzelwerte (Betriebe)
$\bar{z}, \bar{y}, \bar{x}$	= die Durchschnitte oder Mittelwerte der Variablen
s_z, s_y, s_x	= die Standardabweichungen der Variablen
r	= Korrelationskoeffizient als Maß für die lineare Straffheit der Beziehung
z, y, x	= die tatsächlich beobachteten Werte der Variablen
$\hat{z}, \hat{y}, \hat{x}$	= die Regressions- oder Schätzwerte
b_i	= die linearen Parameter der Regression
$b_0 = a$	= Additions- oder Regressionskonstante
$b_1 \dots b_i$	= die partiellen Regressionskoeffizienten, die - in Verbindung mit dem Vorzeichen - angeben, um welchen Betrag sich die unab-

	hängige Variable (Regressor) in welcher Richtung verändert, wenn sich der betreffende Regressor um eine Einheit verändert.
B	= Bestimmtheitsmaß
$S_{RES} = S_{y \cdot x}$	= Standardfehler der Residuen der Regression als Maß für die Größe des Vorhersagefehlers
$s_{b_1} \dots s_{b_i}$	= Standardfehler der Regressionskoeffizienten als Maß für die Größe deren Vorhersagefehler
F-Gesamt	= der F-Wert der Gesamtregression als Maß für deren Signifikanz
F_s bzw. p	= sequentieller bzw. partieller F-Wert; F-Wert für den Regressionskoeffizienten als Maß für dessen Signifikanz
d	= Maßzahl für den Autokorrelationsgrad der Residuen
$\frac{s_{b_i}}{b_i}$	= relativer bzw. relativierter Standardfehler des Regressionskoeffizienten
$\frac{S_{RES}}{S_{Zielgröße}}$	= Verhältnis zwischen der Standardabweichung der Residuen und der Standardabweichung der Zielgröße als Maß für die Güte der Anpassung
M	= die Zahl der in die Regression eingegangenen signifikanten Regressoren als Maß für den Regressionsaufwand.

Soweit Unterschiede zwischen Varianzen zu beurteilen waren, wurde der F-Test verwandt. Waren Mittelwerte miteinander zu vergleichen, wurde der t-Test verwendet. Die Irrtumswahrscheinlichkeit wird in jedem Falle durch folgende Signaturen angegeben (Beispiel F-Test):

$\alpha = 10 \% : F_{0,10}$
 $\alpha = 5 \% : F_{0,05}^*$
 $\alpha = 1 \% : F_{0,01}^{**}$
 $\alpha = 0,1 \% : F_{0,001}^{***}$

5.3 Beispiel zur Erstellung einer optimalen Regressionsgleichung

Aufbauend auf den bisherigen Ausführungen soll nachfolgend für die Personalkosten je Leistungseinheit (y) ¹⁾ aus dem baden-württembergischen Betriebsvergleich 1979 eine optimale Regressionsgleichung mit folgender Zielsetzung erstellt werden:

- 1) Entwicklung einer optimalen Regressionsgleichung für einen begrenzt vorgegebenen Satz von Einflußfaktoren unter rein statistischen Gesichtspunkten mit Fehleranalyse und Fehlerkorrektur (Demonstrationsmodell),
- 2) Entwicklung des unter statistischen Gesichtspunkten besten Regressionsansatzes und
- 3) Entwicklung des besten Regressionsansatzes unter Berücksichtigung entscheidungstheoretischer Überlegungen mit:
 - Erstellen der statistisch besten Regressionsgleichung und
 - Berücksichtigung der entscheidungstheoretischen Ebene unter folgender Fragestellung: Ab welchem Regressions-schritt kann der beste Regressionsansatz mit welcher Treffsicherheit auf praktische Verhältnisse übertragen werden?

1). Kurzzeichen y_{31} , $\sum^{3-5/2}$

Gleichzeitig sind folgende Prämissen zu beachten:

- das zur Verfügung stehende Datenmaterial stamme ausschließlich aus dem Betriebsvergleich Baden-Württembergs und werde mit dem institutseigenen Rechner - maximal 35 Variable können in die Regression einbezogen werden - ausgewertet (Grundsatz der PRAKTIKABILITÄT),
- für eine möglichst große Zahl von Betrieben der weit überwiegend Nadelholz verarbeitenden Sägewerke (Nadelholz-Anteil ≥ 90 %) soll durch eine vertretbare Zahl von Regressoren die Variation der Personalkosten bestmöglich erklärt werden (Grundsatz der TREFFSICHERHEIT),
- das Modell solle für den praktischen Einsatz tauglich sein (Grundsatz der PLAUSIBILITÄT) und
- über die Verknüpfung der Regressoren bestehe a priori keine gesicherte Kenntnis.

Infolge der modellexternen Beschränkung bezüglich der Praktikabilität gilt es, modellintern einen möglichst guten Kompromiß zwischen der Treffsicherheit und der Plausibilität zu entwickeln.

5.3.1 Entwurf eines Demonstrationsmodells

Zu Demonstrationszwecken und zum besseren Verständnis wählten wir aus der Fülle der Informationen zunächst nur eine relativ geringe Zahl von rein quantitativen Merkmalen, die additiv verknüpft werden. Auf Grund sachlogischer Überlegungen war jedoch zu erwarten, daß sie einen nennenswerten Anteil an der Gesamtvarianz der Personalkosten erklären würden. In Tab. 32 sind die Merkmale bzw. Variablen zusammengestellt. Für die Analyse stehen 76 Betriebe ($n = 76$) zur Verfügung.

Tabelle 32: Variable im Demonstrationsmodell - Personalkosten

ZIELGRÖSSE			REGRESSOREN		
Information	Kurz- zeichen	lfd. Nr. Regression	Information	Kurz- zeichen	lfd. Nr. Regression
1	2	3	4	5	6
Personalkosten	$y_{31} \sum_{3-5/2}$	7	Listenbauholz	x_{14}	1
			Vorrats- kantholz	x_{15}	2
			Blochware	x_{16}	3
			Bretter und Dielen	x_{17}	4
			Kreuzrahmen	x_{21}	5
			TAP	x_{28}	6
			durchschnitt- licher Stundenlohn	x_{30}	8

Vorab wurden die statistischen Grunddaten berechnet (Tab. 33) und die (einfache) Korrelationsmatrix erstellt (Tab. 34).

Tabelle 33: Statistische Grunddaten - Demonstrationsmodell

Var. Nr.	Mittelwert	Standard- abweichung	Varianz	Variations- koeffizient	Variations- bereich
1	28.92105	15.71900	2.47087018E+02	54.35142	0.00 - 58.000
2	5.69737	6.04653	3.65605260E+01	106.12847	0.00 - 42.000
3	3.86842	3.72860	1.39024560E+01	96.38557	0.00 - 20.000
4	16.38158	12.82494	1.64479123E+02	78.28880	0.00 - 58.000
5	6.69737	8.31548	6.91471930E+01	124.16040	0.00 - 47.000
6	0.36983	0.10035	1.00693970E+02	27.13319	0.182 - 0.607
7	47.61115	13.22155	1.74809363E+02	27.76986	-----
8	10.91553	0.91307	8.33705053E-01	8.36492	9.25 - 13.17

Tabelle 34: Korrelationsmatrix zum Demonstrationsmodell

		Listen- bauholz	Vorrats- kantholz	Blochware	Bretter + Dielen	Kreuz- rahmen	TAP	Personal- kosten	Stunden- lohn	
		x_{14}	x_{15}	x_{16}	x_{17}	x_{21}	x_{28}	y	x_{30}	
Listen- bauholz	x_{14}	-								1
Vorrats- kantholz	x_{15}	-0.287	-							2
Blochware	x_{16}	0.063	-0.007	-						3
Bretter + Dielen	x_{17}	-0.615	-0.007	-0.009	-					4
Kreuz- rahmen	x_{21}	-0.211	-0.128	-0.212	-0.163	-				5
TAP	x_{28}	-0.449	0.081	-0.270	0.361	0.136	-			6
Personal- kosten	y	0.274	-0.035	0.338	-0.279	-0.195	-0.858	-		7
Stunden- lohn	x_{30}	-0.018	0.181	0.043	0.008	-0.211	0.079	0.197	-	8
		1	2	3	4	5	6	7	8	

Die Zeile und Spalte "Personalkosten" (y) der Korrelationsmatrix weisen die PRIMÄRKORRELATIONEN zwischen der Zielgröße und den unabhängigen Variablen aus. Der hohe Korrelationskoeffizient mit der technischen Arbeitsproduktivität von (-0.858) fällt besonders auf. Er besagt, daß die TAP die Variation der Personalkosten der Sägeindustrie in hohem Maße zu erklären vermag und ferner, daß die Personalkosten mit steigender Arbeitsproduktivität sinken. Erheblich schwächere Primärkorrelationen existieren mit Blochware (+0.338), Bretter und Dielen (-0.279)

und Listenbauholz (+0.274). Man erkennt aber auch Interkorrelationen zwischen den Regressoren TAP und Listenbauholz, TAP und Bretter und Dielen und TAP und Blochware. Schließlich sind diese das Produktionsprogramm charakterisierenden Einflüsse auch untereinander korreliert, z.B. Bretter und Dielen mit Listenbauholz (-0.615). Diese Faktoren können sich deshalb in der Regressionsgleichung u.U. gegenseitig ausschließen. Aufgrund der Korrelationsmatrix soll jedoch noch keine Entscheidung getroffen und diese vielmehr den "schrittweisen Regressionen" überlassen werden.

Die übrigen Primärkorrelationen zwischen Personalkosten und durchschnittlichem Stundenlohn (+0.197), Kreuzrahmen (-0.195) und Vorratskantholz (-0.035) sind vergleichsweise gering, jedoch kann sich dieses Bild in der Phase der "schrittweisen Regression" durchaus noch ändern.

Die Aufbauphase der eigentlichen Regressionsanalysen beginnt mit einem vorbereitenden Schritt, wobei lediglich die Primärkorrelationen ohne Vorzeichen und die dazugehörigen F-Werte dargestellt werden:

Multiple Regressionsanalyse

Abhängige Variable = 7 = Personalkosten

Genauigkeit = 0.00001

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol.
1	0	5.983	0.274	1.000
2	0	0.089	0.035	1.000
3	0	9.530	0.338	1.000
4	0	6.255	0.279	1.000
5	0	2.919	0.195	1.000
6	0	206.056	0.858	1.000
8	0	3.003	0.197	1.000

Aus der Palette der Variablen wird diejenige in die Regression aufgenommen, die mit den Personalkosten am höchsten korreliert. Im Beispiel ist das die TAP (Variable Nr. 6). Es folgt der erste Regressionsschritt (Step 1).

STEP 1

Variable 6 ADDED

B-Wert = 0.73577

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	75	131110.70221		
Regression	1	9646.41980 R	9646.41980	206.05568
Residual	74	3464.28241 RES	46.81463	

Standardfehler = S_{RES} 6.84212

Var. Kontr.	F-Wert	Part.	Tol	F _p -Wert	b	s _b
Nr. Code	Aufnahme	Korr.		Ausschluß	Regr. Koeff.	Standard- fehler
1 0	4.594	0.243	0.798			
2 0	0.339	0.068	0.993			
3 0	3.533	0.215	0.927			
4 0	0.303	0.064	0.869			
5 0	1.743	0.153	0.981			
6 0				206.056 **	-113.019	7.87333
8 0	26.619	0.517	0.994			

Konstante = 89.40877607

Der B-Wert mit nahezu 0.74 weist darauf hin, daß die Änderungen der Zielgröße zu fast 74 % aus Änderungen der Bestimmungsgröße erklärt werden können. Der F-Wert der Gesamtregression ist mit 206.06 im ersten Schritt noch gleich dem sequentiellen F-Wert (F-Wert-Aufnahme) der unabhängigen Variable TAP im vorbereitenden Schritt und gleich dem partiellen Wert in diesem Schritt (F-Wert Ausschluß). Bei den übrigen Regressoren erkennt man deutlich die Verschiebung des Korrelationsgefüges zur weiteren Streuungserklärung der Personalkosten. Die aus der Korrelationsmatrix bekannten Korrelationen zwischen TAP und Blochware, Bretter + Dielen und Listenbauholz veranlassen,

daß sich die verbleibenden partiellen Korrelationen auf die Personalkosten teilweise bis um über ein Drittel, wie beispielsweise bei der Blochware (3), erniedrigen. Die einzige Variable, die erheblich an Bedeutung gewinnt, ist der durchschnittliche Stundenlohn (8).

STEP 2

Variable 8 ADDED

B-Wert = 0.80637

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt-regression
Total	75	13110.70221		
Regression	2	10572.11005 R	5286.05503	152.00631
Residual	73	2538.59216 RES	34.77524	

Standardfehler = S_{RES} 5.89705

Var. Kontr. Nr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol	F_p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	S_b Standardfehler
1 0	6.932	0.296	0.798			
2 0	0.052	0.027	0.963			
3 0	3.358	0.211	0.923			
4 0	0.566	0.088	0.869			
5 0	0.139	0.044	0.932			
6 0				289.308 **	-115.779	6.80687
8 0				26.619 **	3.860	0.74807

Konstante = 48.29995404

Mit einem sequentiellen F_s -Wert, der nach Einbezug in die Regression automatisch zum partiellen F_p -Wert wird, von fast 27 (F^{**} -theoretisch ~ 5) wurde neben der TAP der durchschnitt-

liche Stundenlohn als die Variable mit dem nächst höchsten partiellen Korrelationskoeffizienten immer noch sehr hoch gesichert in die Regressionsgleichung einbezogen. Das Bestimmtheitsmaß steigt auf fast 81 %.

STEP 3

Variable 1 ADDED

B-Wert = 0.82338

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt-regression
Total	75	13110.70221		
Regression	3	10795.05452 R	3598.35151	111.88287
Residual	72	2315.64769 RES	32.16177	

Standardfehler = S_{RES} 5.67114

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol	F _p -Wert Ausschuß	b Regr. Koeff.	s _b Standardfehler
1	0				6.932 **	-0.123	0.0466
2	0	1.098	0.123	0.882			
3	0	2.958	0.200	0.919			
4	0	0.592	0.091	0.612			
5	0	0.715	0.100	0.905			
6	0				288.458 **	-124.444	7.32701
8	0				29.336 **	3.897	0.71936

Konstante = 54.64394953

Als dritte unabhängige Variable wurde der Anteil an Listebauholz aufgenommen; diese Variable wies in Step 2 den höchsten partiellen Regressionskoeffizienten der noch nicht berücksichtigten Merkmale auf. Der F_p **-Wert ist mit fast 7 zwar sinkend, aber nach wie vor hochsignifikant. Das Bestimmtheitsmaß steigt auf rund 82 %.

STEP 4

Variable 3 ADDED

B-Wert = 0.83044

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	75	13110.70221		
Regression	4	10887.67397 R	2721.91849	86.93376
Residual	71	2223.02825 RES	31.31026	

Standardfehler = S_{RES} 5.59556

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert- Auf- nahme	Part. Korr.	Tol	F_p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	s_b Standard- fehler	relativer Standard- fehler
1	0				6.466**	-0.117	0.04613	39 %
2	0	1.068	0.123	0.882				
3	0				2.958*	0.311	0.18080	58 %
4	0	0.830	0.108	0.699				
5	0	0.294	0.065	0.873				
6	0				258.357**	-120.880	7.52049	6 %
8	0				28.719**	3.814	0.71163	19 %

Konstante = 52.87755423

Als einzige mit den Personalkosten noch knapp signifikante (F_p^* -theoretisch ~ 2.5) korrelierende Variable wird der Anteil an Blochware mit einem partiellen F_p^* -Wert von rund 3 berücksichtigt. Der Beitrag zur Streuungserklärung ist nur noch gering. Das Bestimmtheitsmaß liegt jetzt bei 83 %. Vergleicht man in diesem Schritt die relativen Standardfehler der Koeffizienten, so zeigt sich, daß nach der Reihenfolge der Aufnahme in die Regression, also nach dem Anteil der Streuungserklärung, die relativen Standardfehler von TAP mit 6 %, über den Stundenlohn mit 19 % und den Anteil an Listen-

baumholz mit 39 % bis zur Blochware mit 58 % etwa im Verhältnis 1:3:7:10 steigen. So geben praktisch die partiellen Standardfehler wie die partiellen F-Werte Hinweise auf die wachsende Unsicherheit. Da keine weiteren signifikanten partiellen Korrelationen mehr vorliegen (F_5 -Werte auf dem Signifikanzniveau von $\alpha = 5\%$ nicht mehr gesichert), wird der weitere Aufbau des Regressionsmodells an dieser Stelle eingestellt.

Modellintern wäre unter Erfüllung der wahrscheinlichkeitstheoretischen Prämissen die Regressionsgleichung ¹⁾

$$y = 52.878 - 120.880 (x_{28}) + 3.814 (x_{30}) - 0.117 (x_{14}) + 0.311 (x_{16})$$

als optimal zu bezeichnen. Nun gilt es jedoch, diese unter Wahrscheinlichkeitstheoretischen Überlegungen zu testen. Hierzu eignet sich die RESIDUALANALYSE.

In der Regel genügt die Residualanalyse für das endgültige Modell (z.B. für Step 4), da die Streuung zunächst am besten erklärt wird, das Streuungsband folglich am engsten und damit am besten zu beurteilen ist, und weil schließlich die mit der Zielgröße schwächer korrelierenden Variablen weder zu großen Verzerrungen des Modells noch zu entscheidenden Verteilungsänderungen der Residuen führen. Bei besonders hohen Ansprüchen empfiehlt es sich jedoch, nach jedem Regressionsschritt eine Residualanalyse durchzuführen.

Abb. 30 zeigt einen derartigen Residualplot, in dem die in Step 4 ausgeglichenen Personalkosten gegen die Residuen dargestellt werden. Deutlich zu erkennen ist eine systematisch verzerrte Punktwolke, die sich in Form einer positiven Parabel zweiter Ordnung oder als Ausschnitt einer logarithmischen oder hyperbolischen Kurve um den Wertebereich der Personal-

1) Die Regressionsgleichung wird in der Reihenfolge fallender Signifikanzen geschrieben.

kosten schart und damit den Hinweis auf entsprechende Regressionsansätze bzw. Transformationen gibt. Der Plot der Originaldaten zwischen Personalkosten und technischer Arbeitsproduktivität bestätigt dies (Abb. 31).

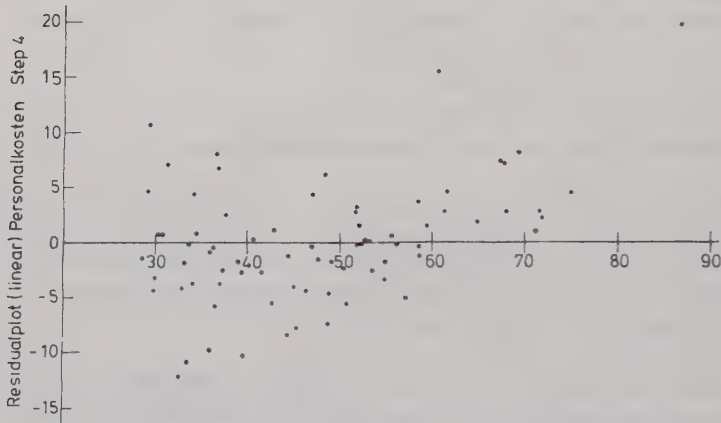


Abb 30 Residualplot (linear) Personalkosten
(Ba-WÜ 1979, Stratum: NH-Anteil $\geq 90\%$, $n=76$)

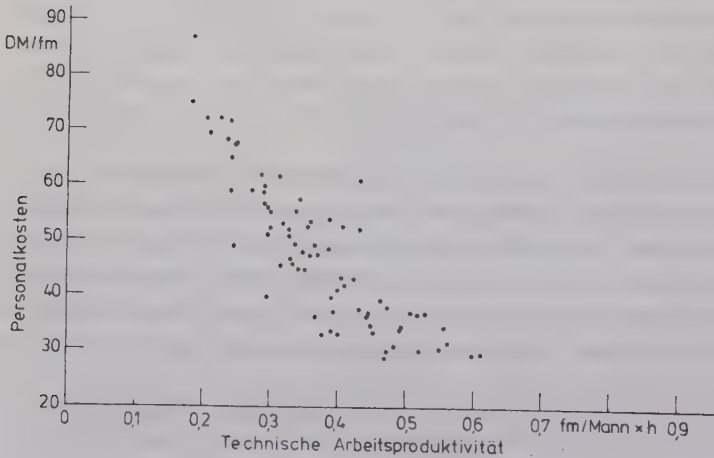


Abb.31 Personalkosten und techn. Arbeitsproduktivität -
Plot der Originaldaten
(Ba - WÜ 1979, Stratum: NH-Anteil $\geq 90\%$, $n=76$)

Das vorliegende Modell wird demnach dem Datenmaterial nicht gerecht. Die daraus abgeleiteten statistischen Kennwerte vermitteln kein zutreffendes Bild der in dem Datenmaterial gegebenen Verhältnisse.

Zunächst gilt es, den die Streuung am höchsten erklärenden Faktor, die technische Arbeitsproduktivität, dem Datenmaterial besser anzupassen. Als einfachster Weg bietet sich die Parabelfunktion zweiter Ordnung an (siehe Übersichtstabelle S. 152 Funktion II). In der Tat wird dadurch die Varianz mit 88 % deutlich besser erklärt als im Falle der linearen Regression und sowohl der Residualplot als auch der DURBIN-WATSON-TEST bescheinigen die Korrektheit des Regressionsansatzes. Er scheidet jedoch aus, weil er in den Randbereichen zu nicht plausiblen Kurvenverläufen neigt (Abb. 32). Stattdessen ist bei zeitabhängigen Variablen (vgl. SACHS, 1978 S. 397) wie der technischen Arbeitsproduktivität, die Reziproken-Transformation ($1/TAP$) in Erwägung zu ziehen. Dieser Transformationstyp vermag auch über den Wertebereich hinaus hinreichend plausible Tendenzen aufzuzeigen (Übersichtstabelle S. 152 Funktion III). Mit dieser Transformation wurde das Regressionsmodell neu berechnet.

Die folgende Übersicht (S. 143) zeigt den vorbereitenden Schritt nach der Transformation. Die nicht transformierten Variablen ändern sich gegenüber dem linearen Ansatz nicht. Hingegen fallen bei der Variable 9, der transformierten technischen Arbeitsproduktivität, deutlich straffere Korrelationen auf. Der partielle Korrelationskoeffizient steigt von der linearen TAP (6) von 0.858 zur transformierten TAP (9) auf 0.890. Der F-Wert steigt von 206 auf fast 283.

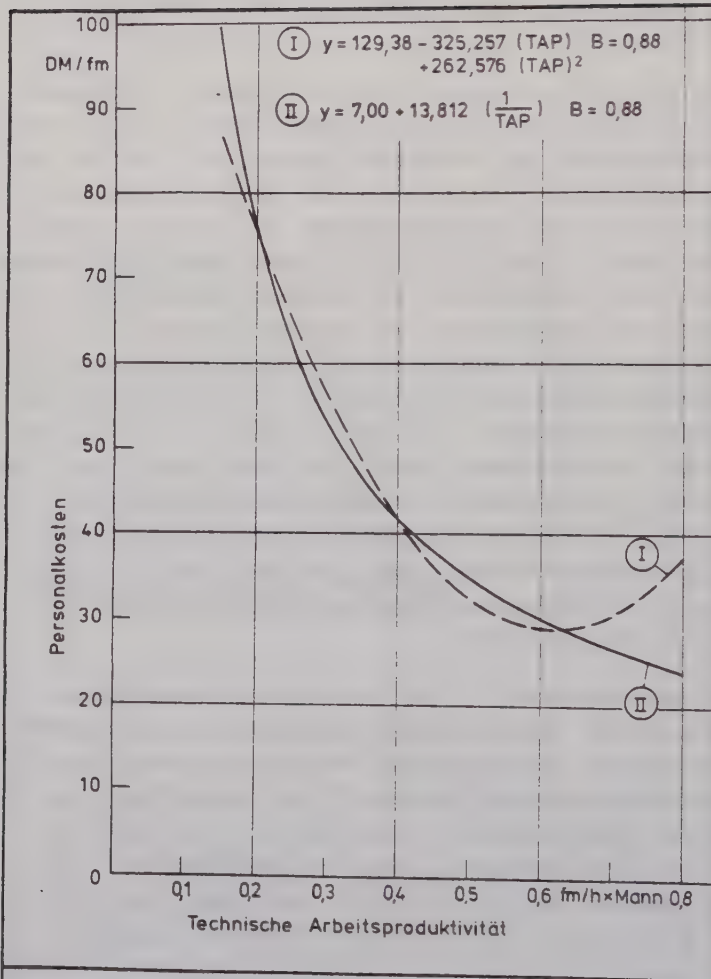


Abb. 32 Die Personalkosten in Abhängigkeit von der technischen Arbeitsproduktivität
(Ba-Wü 1979, Stratum: NH-Anteil = 90 %)

Multiple Regressionsanalyse

Abhängige Variable = 7 = Personalkosten

Genauigkeit = 0.00001

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korrr.	Tol
1	0	5.983	0.274	1.000
2	0	0.089	0.035	1.000
3	0	9.530	0.338	1.000
4	0	6.255	0.279	1.000
5	0	2.919	0.195	1.000
6	0	206.056	0.858	1.000
8	0	3.003	0.197	1.000
9	0	282.581	0.890	1.000

Step 4

Variable 3 ADDED

B-Wert = 0.87953

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt-regression
Total	75	13110.70221		
Regression	4	11531.23903 R	2882.80976	129.58801
Residual	71	1579.46319 RES	22.24596	

Standardfehler = S_{RES} 4.71656

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert-Aufnahme	Part. Korrr.	Tol	F _p -Wert Aus-schluß	b Regr. Koeff.	s _b Standard-fehler	relativer Standard-fehler
1	0	5.527			5.527**	-0.089	0.03790	43 %
2	0	1.680	0.153	0.882				
3	0				4.599**	0.325	0.15175	47 %
4	0	0.076	0.033	0.602				
5	0	0.537	0.087	0.873				
6	0	3.413	0.216	0.101				
8	0				39.123**	3.749	0.59936	16 %
9	0				302.556**	14.156	0.71448	5 %

Konstante = -33.36804596

Die Einflußfaktoren gehen in derselben Reihenfolge wie zuvor in die Regression ein. Allerdings wird die Streuungserklärung über die transformierte TAP beachtlich erhöht. Die vergleichbaren Step 4 des rein linearen Ansatzes (s.S.138) und des Ansatzes mit der transformierten Variable (s.S.143) zeigen mit der Transformation ein um fast 6 % höheres Bestimmtheitsmaß von rund 88 %. Der weitere geringfügige Einfluß von TAP (6) linear, soll hier nicht weiter verfolgt werden.

Der entsprechende Residualplot (Abb. 33) weist eine erheblich homogenere Punktwolke auf und streut in einem fast parallelen Band um die ausgeglichenen Personalkosten. Ein leichter Mangel ist in dem geringfügigen Anstieg von links unten nach rechts oben zu sehen.

Wir geben uns zunächst mit diesem Modell zufrieden und prüfen im weiteren, ob bisher nicht berücksichtigte Regressoren einen weiteren Beitrag zur Streuungserklärung liefern können.

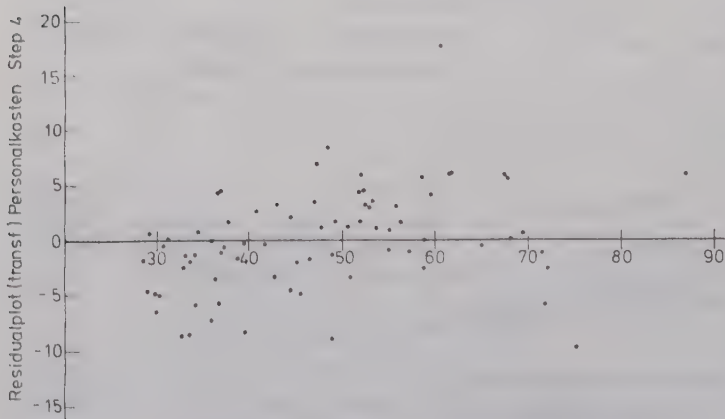


Abb 33 Residualplot (transformiert) Personalkosten
(Ba-Wu 1979, Stratum: NH - Anteil $\approx 90\%$, $n=76$)

3.2 Erweiterung des Regressionsmodells

Unter Berücksichtigung der Repräsentanz der Daten (siehe Kap. 2.3) erweitern wir das Regressionsmodell um alle verfügbaren originären und abgeleiteten Kennziffern und versuchen, den unter statistischen Gesichtspunkten besten Regressionsansatz zu entwickeln (vgl. Ziff. 2, Kap. 5.3, S. 130). Das heißt mit anderen Worten, es wird getestet, ob über die im Demonstrationsmodell bereinigten, nach sachlogischen Erwägungen ausgewählten Variablen hinaus Merkmale vorhanden sind, die zur Streuungserklärung beitragen können. Dabei werden auch qualitative Merkmale wie Betriebsstruktur und Unternehmertätigkeit nach der in Kap. 5.2.2 beschriebenen Methode einbezogen. Betriebe, die bei einer Variablen keine oder keine zweifelsfreien Angaben gemacht hatten, wurden ausgeschlossen. Auf diese Weise verblieben 59 Betriebe, die regressionsanalytisch untersucht werden konnten.

Geordnet nach abnehmendem Signifikanzniveau ($\alpha = 5\%$) treten folgende plausible Primärkorrelationen mit den Personalkosten (in DM/fm) auf (vgl. auch die Übersicht auf S.146).

Merkmal	VAR. Nr.	Korrelation mit Personalkosten
TAP und deren Transformationen	35, 27, 26	negativ
Jahreseinschnitt (Betriebsgröße) und deren log-Transformation	34, 5	negativ
Anteil örtlicher Absatz	29	positiv
Anteil an Listenbauholz	12	positiv
Anteil an Kürzungslatten	21	positiv
Kapitaldienstkosten des Anlagevermögens je Betriebsstunde	33	negativ
Anteil an Bretter + Dielen, Rohhobler	15	positiv
Anteil an Latten	20	positiv
Anteil an Blochware	14	positiv
AfA auf Anlagevermögen je Betriebsstunde	32	negativ

(knapp gesichert
auf 95 % Niveau)

Multiple Regressionsanalyse

Abhängige Variable = 1 = Personalkosten

Genauigkeit = 0.00001

Kurz- zeichen	Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.
x 1	2	0	1.357	+0.152
x 2	3	0	0.605	-0.102
x 3	4	0	0.039	+0.026
x 4	5	0	18.167	-0.492**
x 6 ^{RS}	6	0	0.751	-0.114
x 6 ^{MGW}	7	0	2.250	+0.195
x 9 ^{UK}	8	0	0.161	+0.058
x 9 ^{UM}	9	0	0.209	+0.061
x 7	10	0	0.082	+0.038
x 13	11	0	3.899	-0.253
x 14	12	0	7.745	+0.346**
x 15	13	0	0.435	-0.087
x 16	14	0	4.168	+0.261*
x 17	15	0	5.059	-0.286*
x 18	16	0	0.344	-0.077
x 19	17	0	0.164	-0.054
x 20	18	0	0.065	+0.034
x 21	19	0	1.679	-0.169
x 22	20	0	5.058	+0.285*
x 23	21	0	7.735	+0.346**
x 24	22	0	0.001	-0.005
x 25	23	0	2.096	-0.188
x 26	24	0	2.003	-0.184
x 27	25	0	7.214	+0.335**
x 28	26	0	183.486	-0.873**
x 29	27	0	210.145	+0.887**
x 30	28	0	0.524	+0.095
x 34	29	0	22.798	+0.535**
x 31	30	0	0.272	+0.069
x 33	31	0	0.380	-0.081
a 1	32	0	3.967	-0.255*
y 3	33	0	7.732	-0.346**
log x ₄	34	0	36.365	-0.624**
1/x ₂₈	35	0	260.756	+0.906**

Mit Hilfe der schrittweisen Regression wurden in der bereits demonstrierten Weise die wegen Interkorrelationen ausscheidenden bzw. die zur Streuungserklärung signifikant beitragenden Regressoren ermittelt. Auf dem Signifikanzniveau von 99 % erwiesen sich folgende Merkmale als relevant (geordnet nach sinkender Signifikanz):

- Kehrwert der TAP (was dem Zeitbedarf in Mannstunden pro Festmeter Einschnitt entspricht),
- durchschnittlicher Stundenlohn,
- Betriebsstruktur - reine Sägewerke als Dummy-Variable,
- Unternehmertätigkeit - keine Mitarbeit als Dummy-Variable,
- Anteil an Blochware.

Die nachfolgende Übersicht (Step 5) zeigt das zusammenfassende Ergebnis der mit allen Merkmalen gerechneten Regression.

Die vorgenannten drei quantitativen und die beiden Dummy-Variable erklären rd. 91 % der Variabilität der Zielgröße. Eine gegenüber dem Demonstrationsmodell weiter verbesserte Parallelität und Horizontalität des Residualstreubandes deuten an, daß das Modell den in den Primärdaten gegebenen Zusammenhängen angemessen ist (Abb. 34).

Über diesen Test schälten sich die nicht oder schwach signifikanten Variablen und die durch signifikante Regressoren subsumierten Einflüsse quasi automatisch heraus. Es stellte sich aber auch heraus, daß 17 Betriebe der Forderung nach zweifelsfreien Angaben in allen Variablen nicht genügten und eliminiert werden mußten.

STEP 5

Variable 14 ADDED

B-Wert = 0.90952

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	58	10279.91194		
Regression	5	9349.75173 R	1869.95035	106.54871
Residual	53	930.16022 RES	17.35019	

Standardfehler = S_{RES} 4.18930

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol	F _p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	s _b Standard- fehler
2	0	1.174	0.149	0.827			
3	0	0.225	0.066	0.801			
4	0	0.171	0.057	0.970			
5	0	1.396	0.162	0.486			
6	0				3.450**	-2.160	1.16321
7	0	0.505	0.096	0.205			
8	0				6.050**	5.853	2.61561
9	0	0.949	0.134	0.970			
10	0	0.092	0.042	0.905			
11	0	2.558	0.217	0.698			
12	0	0.514	0.099	0.751			
13	0	0.002	0.006	0.915			
14	0				5.900**	0.407	0.16767
15	0	0.016	0.016	0.840			
16	0	0.471	0.095	0.774			
17	0	0.825	0.125	0.902			
18	0	0.087	0.041	0.938			
19	0	0.141	0.052	0.880			
20	0	0.101	0.044	0.766			
21	0	2.208	0.202	0.757			
22	0	1.388	0.181	0.915			
23	0	0.018	0.018	0.890			
24	0	0.642	0.110	0.952			
25	0	0.002	0.006	0.796			
26	0	0.855	0.127	0.104			
27	0	0.151	0.034	0.035			
28	0				26.422**	3.239	0.63696
29	0	1.140	0.146	0.830			
30	0	0.111	0.046	0.801			
31	0	2.939	0.231	0.870			
32	0	0.209	0.063	0.704			
33	0	0.203	0.071	0.669			
34	0	0.316	0.124	0.329			
35	0				483.204**	13.941	0.63418

Konstante = -29.50769860

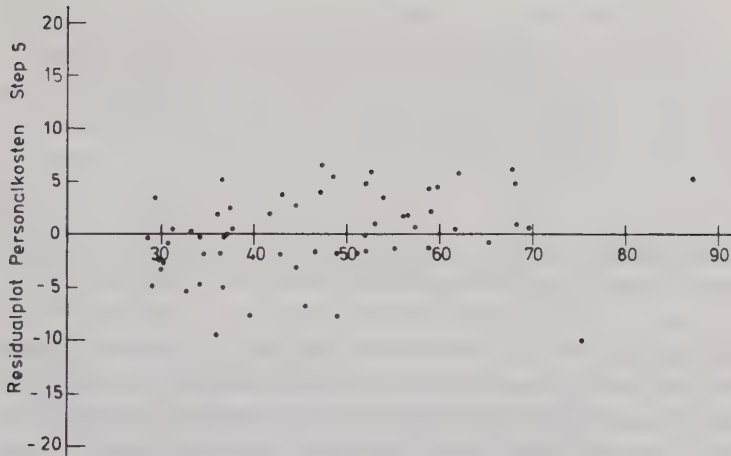


Abb.34 Residualplot Personalkosten
(Ba-Wü 1979, Stratum: NH- Anteil $\geq 90\%$, $n=59$)

Der Durbin-Watson-Test, der auf einem Signifikanzniveau von 95 % getestet wurde, liegt mit $d = 1,62$ bzw. $1,72$ zwischen d_U und d_O (vgl. Übersichtstabelle Funktion IV, S. 152) im unsicheren Aussagebereich und fordert eine größere Zahl von Beobachtungen. Dieser Forderung konnte in den weiteren Rechengängen dadurch entsprochen werden, daß wir uns auf die bisher signifikanten Variablen beschränkten und außerdem drei weitere für die Sägeindustrie typische Hauptschnittsortimente aufnahmen, bei denen weniger Betriebe mit zweifelhaften Angaben zu erwarten waren. Die Anzahl der

Betriebe stieg wiederum auf 76 an. Es war nicht auszuschließen, daß mit anderen Funktionstypen noch bessere Resultate als mit dem Ansatz nach Step 5 erzielt werden könnten. Aus den Spalten V - X der Übersichtstabelle S.152 ist zu entnehmen, welche weiteren Funktionen untersucht wurden.

Funktion V:

Sie entspricht mit $B = 0.88$ in Step 4 den Funktionen II und III. Sie hat diesen gegenüber jedoch den Vorteil, daß der Standardfehler mit 4.66 etwas kleiner wird. Mit vier weiteren Variablen, nämlich der Unternehmertätigkeit - keine Mitarbeit, Mitarbeit - , dem Anteil an Listenbauholz und dem Anteil an Vorratskantholz wird im (letzten) Step 8 ein Bestimmtheitsmaß von knapp 0.91 erreicht. Es kristallisierte sich wieder ein Ausreißer heraus (Residuum > 10), dem im Primärmaterial nachgegangen wurde. Dabei stellten sich in der Schnittholzstatistik Unstimmigkeiten bzw. Abgrenzungsschwierigkeiten bezüglich des Holzartenanteils und überdies ein sehr spezielles Produktionsprogramm heraus. Dieser Betrieb wurde deshalb in den folgenden Tests nicht mehr berücksichtigt.

Funktion VI:

Der Verzicht auf den Ausreißer bringt eine deutliche Verbesserung. Der B-Wert steigt im vergleichbaren Step 4 auf 0.91, sowohl der Residualplot als auch der Durbin-Watson-Test deuten auf einen geeigneten Funktionstyp hin. Die Standardabweichung der Residuen mit 4.15 sinkt erheblich, so daß die Gesamtstandardabweichung auf 31,4 % reduziert werden kann. Außerdem ist dieses Modell um eine zusätzliche Variable erweiterungsfähig, so daß im Step 5 ein B-Wert von 0,92 erzielt und die Gesamtstandardabweichung auf weniger als 30 % reduziert werden konnte.

Funktion VII:

In Funktion VII wurden Kreuzproduktglieder eingeführt. Durch die Aufnahme eines Kreuzproduktes sind zwangsläufig mindestens zwei Variable erfaßt. Deshalb muß auch hier Step 4 mit Step 5 der Funktion VI verglichen werden.

Es zeigt sich keine Verbesserung des Ergebnisses, lediglich über den Durbin-Watson-Test kann man vermuten, daß über Kreuzproduktglieder die Autokorrelation gefördert wird.

Funktion VIII:

Funktion VIII entspricht weitgehend der Funktion VI mit dem Unterschied, daß ein Kreuzproduktglied (Zeitbedarf x Blochware) einen geringfügig höheren partiellen F-Wert liefert. Der B-Wert in Step 5 ist ebenfalls 0.92, die Gesamtstandardabweichung wird auf 29,7% reduziert, dafür weicht der Durbin-Watson-Test systematisch stärker von 2 ab.

Funktion IX:

Fast alle Kennwerte weisen darauf hin, daß ein Ansatz in Form einer Exponentialfunktion nicht geeignet ist, die Einflüsse auf die Personalkosten realitätsgetreu abzubilden. Auf dem Niveau von Step 5 ist der B-Wert mit 0.89 am niedrigsten, der Residualplot deutet klar auf Heteroskedastie und auch der Durbin-Watson-Test liefert einen kritischen Wert. Statistische Maßzahlen wie der Standardfehler dürfen nicht mehr berechnet werden.

Funktion X:

Ein Modell in der Form einer Potenzfunktion brachte zwar wieder etwas höhere B-Werte, auch die Standardfehler sind günstiger. Letztere dürften jedoch zu niedrig sein und sollten in solchen Fällen, wenn Residualplot und Durbin-Watson-Test signifikante Anzeichen auf Autokorrelation geben (Step 5), besser nicht berechnet werden.

Tabelle 35:

VERGLEICH DER REGRESSIONEN ZUFÜR-ANFORDERUNG
 PERSONALKOSTEN DM/£m 1979; STRATUM: NH-ANTEIL $\geq 90\%$

INFORMATIONEN	PUNKTIONEN									
	RESSOREN - UMGABUNG									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
1 Repräsentant		quantitative		Erweiterung auf alle quantitativ qualitativ	quantitativ + quali- tativ		Kreuzproduktglieder			
2 Funktionstyp der wichtigsten Regressoren (TAP) bzw. bei Zielpräsentation der Funktion	linear	Parabel (2. Ordnung)	$\frac{1}{TAP}$	$\frac{1}{TAP}$	$\frac{1}{TAP}$	$\frac{1}{TAP}$	$\frac{1}{TAP}$	$\frac{1}{TAP}$	Exponential- funktion	Potenz- funktion
3 Anzahl Betriebe (n)	76	76	76	59	76	75	75	75	75	75
4 Kennwert der vergleichbaren Regressoren in Step 4										
4.1 Bestimmtheitsmaß	0.83	0.88	0.88	0.90	0.88	0.91	0.91	0.91	0.88	0.90
4.2 Residualplot (schematisiert)	nicht akzeptabel 1 Ausreißer	akzeptabel 1 Ausreißer	akzeptabel 1 Ausreißer	akzeptabel 1 Ausreißer	akzeptabel 1 Ausreißer	akzeptabel	akzeptabel	akzeptabel	nicht akzeptabel	akzeptabel
4.3 Durbin-Watson-Test d_u, d_o	2.14	1.89	1.94	1.62 1.44 1.73	2.02	2.08	2.22 2.23 2.49	2.13	1.19	2.22
4.4 Standardabweichung SRES	-	4.74	4.72	4.38	4.66	4.15	4.03	4.12	-	0.00024
4.5 Standardabweichung S_{Z1} 1.988	-	13.22	13.22	13.31	13.22	13.22	13.22	13.22	-	0.27477
4.6 Quotient $SRES \frac{\%}{Zielgröße}$	-	35.9	35.7	32.9	35.2	31.4	30.5	31.2	-	22.4
4.7 Schrittfolge	Ende	Ende	Ende							
5 Kennwerte der statistisch "optimalen" Regressions- gleichung										
5.1 Bestimmtheitsmaß	-	-	-	0.91	0.91	0.92	0.92	0.92	0.89	0.91
5.2 Residualplot	-	-	-	akzeptabel	akzeptabel	akzeptabel	akzeptabel	akzeptabel	nicht akzeptabel	nicht akzeptabel
5.3 Durbin-Watson-Test d_u, d_o	-	-	-	1.72 1.41 1.77	1.92	2.14	2.24 2.23 2.51	2.19	2.25	2.23 2.51
5.4 Schritt Nr.	-	-	-	5	8	5	5	5	5	6
5.5 Standardabweichung SRES	-	-	-	4.19	4.27	3.95	3.98	3.93	-	(0.00475)
5.6 Quotient $SRES \frac{\%}{Zielgröße}$	-	-	-	31.5	32.3	29.9	30.1	29.7	-	(30.8)

Die P-Werte (gesamt, partiell bzw. sequentiell) sind auf dem Signifikanzniveau von 95% bzw. 99% erfüllt.

Der zusammenfassende Vergleich aller Regressionsansätze ergibt, daß die Regressionen VI und VIII unter den eingangs gestellten Prämissen der Treffsicherheit, der Praktikabilität und der Plausibilität die tatsächlichen Zusammenhänge am besten wiedergeben. Vom statistischen Standpunkt ist auf dem 95 % Signifikanzniveau Funktion VIII zu bevorzugen. Unter Einbezug statistischer und entscheidungstheoretischer Überlegungen wählten wir zur Entwicklung der besten Regressionsgleichung Funktion VI, weil sie

- einen einfachen Funktionsansatz darstellt,
- keine Ausreißer enthält,
- einen akzeptablen Residualplot aufweist und
- ebenso wie Funktion VIII die beste Reduktion der Gesamtstandardabweichung bewirkt und dabei absolut gesehen eine geringere Tendenz zur Autokorrelation erkennen läßt.

3.3 Reduktion des erweiterten Regressionsmodells auf die optimale Regressionsgleichung

Der endgültige Modellansatz im Sinne von Ziff. 3 in Kap. 5.3 (S. 130) umfaßt 75 Betriebe mit quantitativen und qualitativen Regressoren, die additiv miteinander verknüpft sind. Um die Entwicklung der Anwendbarkeit des Modells zu zeigen, werden die wesentlichen Schritte bereits in der Aufbauphase des Modells durch den Residualplot und/oder den Durbin-Watson-Test überprüft. Die Variationsbereiche und die Mittelwerte der quantitativen Variablen können mit guter Näherung dem Demonstrationsmodell entnommen werden. Im einzelnen baut sich die Regression wie folgt auf.

Multiple Regressionsanalyse

Abhängige Variable = 7 = Personalkosten

Genauigkeit = 0.00001

Information	Kurz- zeichen	Var. Nr.	Kontri Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol
Listenbauholz	x ₁₄	1	0	7.374	0.303*	1.000
Vorratskantholz	x ₁₅	2	0	0.052	0.027	1.000
Blochware	x ₁₆	3	0	10.010	0.347**	1.000
Bretter + Dielen	x ₁₇	4	0	6.342	0.283*	1.000
Kreuzrahmen	x ₂₁	5	0	2.620	0.186	1.000
TAP	x ₂₈	6	0	235.052	0.874***	1.000
durchschnittlicher Stundenlohn	x ₃₀	8	0	2.738	0.190	1.000
Dummy - reine Sägewerke	x _{6RS}	9	0	0.360	0.070	1.000
Dummy - geringe Weiterverarbeitung	x _{6MGW}	10	0	2.556	0.184	1.000
Dummy - keine Mitarbeit	x _{9UK}	11	0	0.395	0.073	1.000
Dummy - Mitarbeit	x _{9UM}	12	0	0.001	0.004	1.000
1/TAP	x ₂₉	13	0	343.564	0.098***	1.000

Die Primärkorrelationen mit den Personalkosten zeigen das-
selbe Bild wie im Demonstrationsmodell. Allerdings sind durch
die Beseitigung des Ausreißers die signifikanten Korrelationen
noch straffer geworden. Zwischen den Dummy-Variablen und den
Personalkosten bestehen keine signifikanten Primärkorrela-
tionen. Die straffste Korrelation weist wieder Variable 13,
der Zeitbedarf, auf und geht deshalb als erste in die Regres-
sion ein.

STEP 1

Variable 13 ADDED

B-Wert = 0.82476

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	74	12940.40525		
Regression	1	10672.68533 R	10672.68533	343.56360
Residual	73	2267.71992 RES	31.06466	

Standardfehler = S_{RES} 5.57357

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol	F _p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	s _b Standard- fehler	relativer Standard- fehler
1	0	1.887	0.160	0.839				
2	0	0.628	0.093	0.995				
3	0	6.219	0.282	0.934				
4	0	1.055	0.120	0.868				
5	0	1.874	0.159	0.983				
6	0	0.942	0.114	0.108				
8	0	40.391	0.599	0.996				
9	0	12.043	0.379	0.991				
10	0	8.934	0.333	0.998				
11	0	5.924	0.276	0.998				
12	0	0.376	0.072	0.999				
13	0				343.564**	13.802	0.74463	5,4 %

Konstante = 6.980357781

Das Bestimmtheitsmaß zeigt an, daß der Kehrwert der technischen Arbeitsproduktivität, die Streuung der Personalkosten bereits mit etwa 83 % erklärt. Der F-Wert der Gesamtregression, der im ersten Schritt noch dem partiellen F-Wert entspricht, ist mit 343,6 sehr hoch gesichert. Auch der Durbin-Watson-Test mit $d = 1,91$ liegt im günstigen Bereich. Lediglich die geringfügig diagonale Tendenz des Streubandes im Residualplot (Abb. 35) deutet auf eine gewisse Unvollständigkeit des Ansatzes hin.

Die Regressionsfunktion nach Step 1 lautet:

$$y = 6,980 + 13,802 \left(\frac{1}{x_{28}} \right)$$

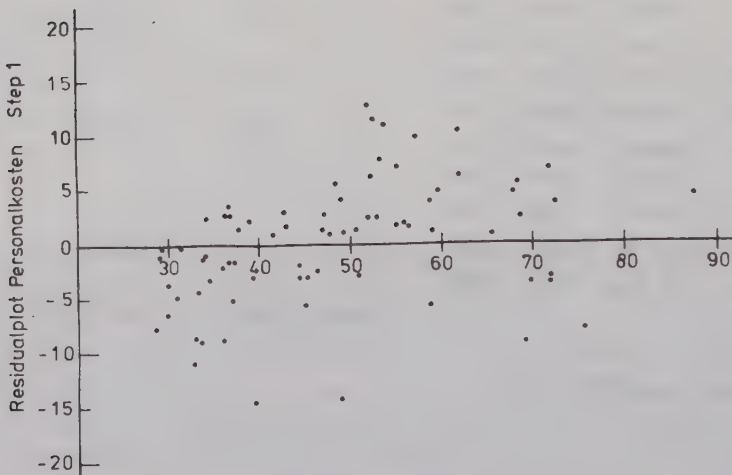


Abb.35 Residualplot Personalkosten
(Ba-Wü 1979, Stratum: NH-Anteil $\approx 90\%$, $n=75$)

STEP 2

Im zweiten Schritt wird der nächsthöchste partielle Korrelationskoeffizient, der durchschnittliche Stundenlohn, in die Regression aufgenommen.

Variable 8 ADDED

B-Wert = 0.88774

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt-regression
Total	74	12940.40525		
Regression	2	11487.65981 R	5743.82991	284.67187
Residual	72	1452.74543 RES	20.17702	

Standardfehler = S_{RES} 4.49188

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol	F _p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	S _b Standardfehler	relativer Standardfehler
1	0	3.605	0.220	0.839				
2	0	0.033	0.022	0.961				
3	0	7.153	0.303	0.930				
4	0	1.962	0.164	0.868				
5	0	0.102	0.038	0.937				
6	0	2.026	0.167	0.107				
8	0				40.391**	3.630	0.57118	15,7 %
9	0	8.002	0.318	0.944				
10	0	5.836	0.276	0.960				
11	0	5.095	0.259	0.984				
12	0	0.512	0.085	0.999				
13	0				546.157**	14.056	0.60144	4,3 %

Konstante = -33.35651077

Der durchschnittliche Stundenlohn mit einem hoch signifikanten partiellen Korrelationskoeffizienten (partieller F-Wert = 40,4) erhöht den B-Wert auf rund 0,89. Der Residualplot (Abb. 36) zeigt gegenüber Step 1 eine merkliche Verbesserung. Der F_p -Wert des Zeitbedarfs, der jetzt als Signifikanzmaßstab besser geeignet ist, steigt auf 546 an und ist damit wesentlich höher gesichert. Die statistische Inferenz kann als gegeben angesehen werden. Die Regression nach Step 2 mit der Gleichung

$$y = -33,57 + 14,056 \left(\frac{1}{x_{28}} \right) + 3,630 (x_{30})$$

liefert schon recht zuverlässige Ergebnisse. Statistische Maßzahlen, wie z.B. Standardfehler, können berechnet werden.

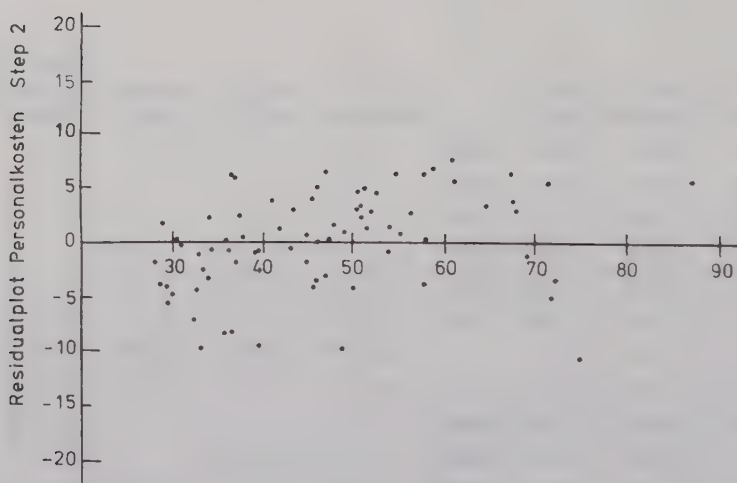


Abb.36 Residualplot Personalkosten
(Ba - Wü 1979, Stratum: NH-Anteil $\approx 90\%$, $n=75$)

STEP 3

Im nächsten Schritt wird die Dummy-Variable 9, "Reine Sägewerke", aufgenommen.

Variable 9 ADDED

B-Wert = 0.89911

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	74	12940.40525		
Regression	3	11634.79828 R	3878.26609	210.90336
Residual	71	1305.60697 RES	18.38883	

Standardfehler = S_{RES} 4.28822

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Kor.	Tol	F_p -Wert Ausschuß	b Regr. Koeff.	s_b Standard-Fehler	relativer Standard-fehler
1	0	1.573	0.148	0.780				
2	0	0.109	0.039	0.959				
3	0	5.819	0.277	0.913				
4	0	1.137	0.126	0.850				
5	0	0.007	0.010	0.929				
6	0	2.031	0.168	0.107				
8	0				34.649**	3.288	0.55855	17,0 %
9	0				8.002**	-2.885	1.01999	35,4 %
10	0	0.004	0.008	0.260				
11	0	5.120	0.261	0.983				
12	0	0.134	0.044	0.980				
13	0				606.692**	14.193	0.57621	4,1 %

Konstante = -28.52482964

Durbin-Watson-Test d = 1.98

Das Bestimmtheitsmaß erhöht sich auf rund 90 %. Daneben ist ein weiteres Ansteigen des partiellen F-Wertes der Variablen (13) und ein Absinken des partiellen F-Wertes beim durchschnittlichen Stundenlohn zu beobachten. Letzteres weist auf Interkorrelation zwischen der Betriebsstruktur, d.h. den reinen Sägewerken, und dem durchschnittlichen Stundenlohn hin. Der Residualplot entspricht im wesentlichen dem von Step 2, die Residuen scharen sich geringfügig enger um die Nulllinie. Diese Funktion lautet:

$$y = -28,525 + 14,193 \left(\frac{1}{x_{28}} \right) + 3,288 (x_{30}) - 2,885 (x_{6RS})$$

Für die Dummy-Variable x_6 gilt:

- | | |
|--|------------------------|
| 1) für alle Sägewerke | $\bar{x}_{6RS} = 0,52$ |
| 2) für reine Sägewerke | $x_{6RS} = 1$ |
| 3) für Sägewerke mit geringer bzw.
überwiegender Weiterverarbeitung | $x_{6RS} = 0$ |

STEP 4

Die Variable "Anteil Blochware" geht in die Regression ein.

Variable 3 ADDED

B-Wert = 0.90685

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	74	12940.40525		
Regression	4	11734.99537 R	2933.74884	170.36729
Residual	70	1205.40987 RES	17.22014	

Standardfehler = S_{RES} 4.14972

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korrr.	Tol	F _p -Wert Ausschuß	b Regr. Koeff.	s _b Standard-fehler	relativer Standard-fehler
1	0	1.529	0.147	0.779				
2	0	0.099	0.038	0.959				
3	0				5.819**	0.325	0.13469	41,4 %
4	0	0.836	0.109	0.845				
5	0	0.110	0.040	0.901				
6	0	1.656	0.153	0.107				
8	0				35.858**	3.239	0.54088	16,7 %
9	0				6.642**	-2.567	0.99585	38,8 %
10	0	0.169	0.049	0.250				
11	0	8.255	0.327	0.953				
12	0	0.359	0.072	0.972				
13	0				568.141**	13.812	0.57860	4,2 %

Konstante = -28.30698175

Das Absinken der F-Werte der Variablen (13), Zeitbedarf, und (9), Betriebsstruktur, verrät wiederum Interkorrelationen und könnte auch als Hinweis zur Aufnahme von Kreuzproduktgliedern interpretiert werden. Da wir die entsprechenden Kreuzproduktglieder Zeitbedarf x Blochware bzw. Betriebsstruktur x Zeitbedarf bereits geprüft haben, wissen wir, daß diese entweder überhaupt keinen signifikanten (Betriebsstruktur x Zeitbedarf) oder, wie Zeitbedarf x Blochware, nur einen geringen Beitrag zur Streuungserklärung leisten.

Die Determiniertheit der Funktion wächst auf rund 91 %, und der Standardfehler der Residuen sinkt auf 4,15 ab. Residualplot und Durbin-Watson-Test ändern sich gegenüber Step 3 nur unwesentlich.

STEP 5

Als weitere signifikante Variable kommt die Dummy-Variable "Unternehmer ohne Mitarbeit im Betrieb" (11) mit einem signifikanten F-Wert von rd. 8,3 in die Regression.

Variable 11 ADDED

B-Wert = 0.91680

Varianztabelle

Quelle	Freiheitsgrade	SS	MS	F-Gesamt- regression
Total	74	12940.40525		
Regression	5	11863.80457 R	2372.76091	152.07171
Residual	69	1076.60068 RES	15.60291	

Standardfehler = S_{RES} 3.95005

Var. Nr.	Kontr. Code	F-Wert Aufnahme	Part. Korr.	Tol.	F _p -Wert Ausschluß	b Regr. Koeff.	s _b Standard- fehler	relativer Standard- fehler
1	0	2.147	0.777	0.777				
2	0	0.015	0.015	0.954				
3	0				8.974**	0.390	0.13020	33.4 %
4	0	0.695	0.101	0.844				
5	0	0.259	0.062	0.899				
6	0	0.880	0.113	0.106				
8	0				35.048**	3.068	0.51827	16.9 %
9	0				6.410**	-2.404	0.94962	39.5 %
10	0	0.057	0.029	0.249				
11	0				8.255**	5.381	1.87287	34.8 %
12	0	1.008	0.121	0.956				
13	0				624.979**	13.791	0.55165	4.0 %

Konstante = -27.08008655

Die Änderung der F-Werte bei "Anteil an Blochware" und "Zeitbedarf" (bzw. $1/\text{TAP}$) signalisiert Interkorrelationen.

Residualplot (Abb. 37) und Durbin-Watson-Test (2,14) sind zu akzeptieren.

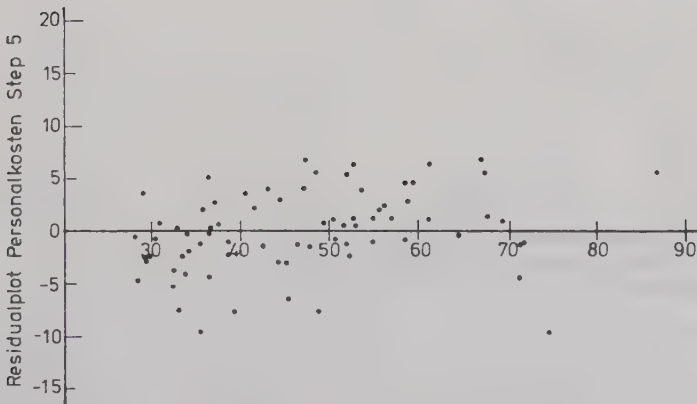


Abb.37 Residualplot Personalkosten
(Ba-Wü 1979, Stratum: NH-Anteil $\geq 90\%$, $n=75$)

Beispielhaft wurde für Step 5 auch die Normalverteilung der Residuen geprüft. Abb. 38 zeigt im Bereich zwischen 10 und 90 % eine gute Annäherung an die Gerade; es kann also von einer Normalverteilung ausgegangen werden. Der Funktionsansatz erfüllt das Annahmesystem einer klassischen Regressionsgleichung in allen Punkten. Auf dem Signifikanzniveau von $\alpha = 5\%$ erfüllt keine weitere partielle Korrelation den theoretisch erforderlichen F-Wert. Deswegen wird die Regressionsanalyse an dieser Stelle beendet.

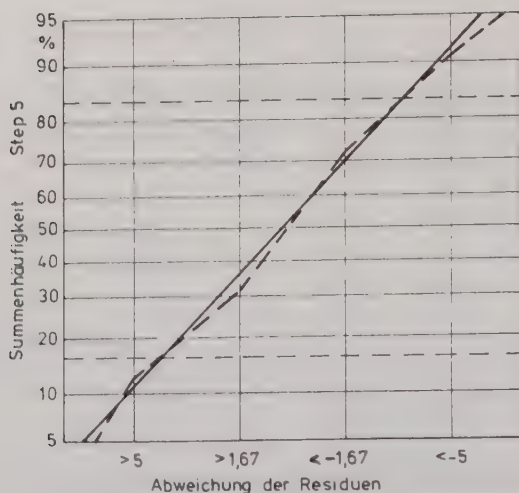


Abb. 38 Die Summenhäufigkeit der Residuen-Personalkosten
(Ba-Wü 1979, Stratum: NH-Anteil = 90%, n=75)

Die Gleichung nach Step 5 lautet:

$$y = -27,080 + 13,791 \left(\frac{1}{x_{28}} \right) + 3,068 (x_{30}) + 0,390 (x_{16}) \\ + 5,381 (x_{9UN}) - 2,404 (x_{6RS})$$

mit den Mittelwerten

$$\frac{1}{x_{28}} = 2,93; \bar{x}_{30} = 10,91; \bar{x}_{16} = 3,89; \bar{x}_{9UN} = 0,07; \\ \bar{x}_{6RS} = 0,52.$$

Sie besagt:

- Die Personalkosten (DM/fm Einschnitt) sinken - ceteris paribus - degressiv mit wachsender technischer Arbeitsproduktivität. Im Bereich niedriger TAP-Werte ist deshalb aus der Sicht der Personalkosten eine Produktionssteigerung

wirkungsvoller als im Bereich hoher Werte. Ändert sich beispielsweise die TAP im Bereich von 0,200 fm/h Mann auf 0,210 fm/h Mann, so verringern sich die Personalkosten um 3,28 DM/fm; im Bereich des Branchendurchschnittes von 0,350 fm/h Mann auf 0,360 fm/h Mann sind es noch 1,09 DM/fm und im Bereich von 0,550 fm/h Mann auf 0,560 fm/h Mann sind es nur noch 0,45 DM/fm.

- Bei konstanten übrigen Einflüssen steigen die Personalkosten linear mit wachsendem durchschnittlichen Stundenlohn (Zunahme um 3,07 DM/fm $\pm$ 0,52 DM/fm bei Anstieg des Stundenlohnes um 1 DM/h).
- Die Personalkosten nehmen - ceteris paribus - mit wachsendem Anteil an Blochware linear zu (Zunahme um 0,39 DM/fm $\pm$ 0,13 DM/fm bei Anstieg des Blochwarenanteils um 1 %).
- Der Einfluß der Dummy-Variable "Reines Sägewerk" besagt, daß die reinen Sägewerke im Durchschnitt der Branche um etwa 2,40 DM/fm geringere Personalkosten aufweisen als die übrigen Sägewerke, also jene mit geringer bzw. überwiegender Weiterverarbeitung.
- Die Dummy-Variable "Unternehmertätigkeit - Unternehmer nicht mittätig" bringt zum Ausdruck, daß Betriebe, in denen der Unternehmer nicht mitarbeitet, um etwa 5,38 DM/fm höhere Personalkosten haben als Betriebe, in denen der Unternehmer mittätig ist. Allerdings weist der partielle Standardfehler von $\pm 1,87$ auf eine erhebliche Unsicherheit des partiellen Regressionskoeffizienten hin. Die Dummies "Unternehmer mittätig" und "Unternehmer auch in der Produktion mittätig" zeigen keinen signifikanten Einfluß.

In Abb. 39 ist der (partielle) Einfluß von TAP und Betriebsstruktur auf die Personalkosten dargestellt. Für die übrigen Einflußfaktoren wurden deren Mittelwerte in die Regressionsgleichung eingesetzt. Die Gleichungen lauten:

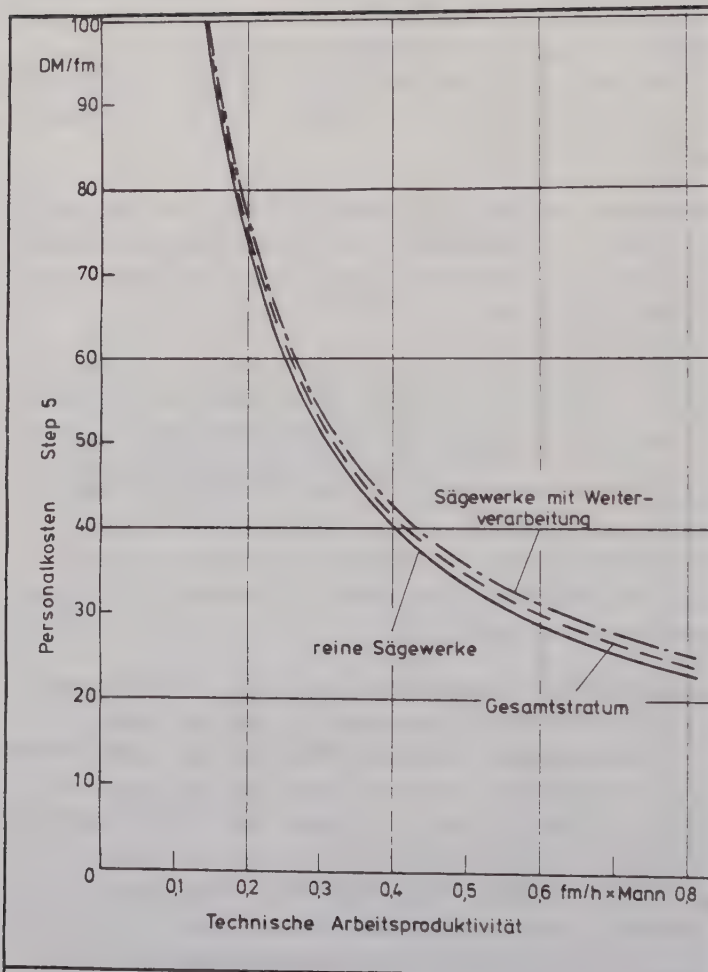


Abb.39 Die Personalkosten in Abhängigkeit von der Arbeitsproduktivität und der Betriebsstruktur (Ba-WÜ 1979, Stratum: NH-Anteil $\geq 90\%$, $n = 75$)

1) für die gesamte Sägeindustrie

$$y = 7,040 + 13,791 \left(\frac{1}{x_{28}} \right)$$

2) für die reinen Sägewerke

$$y = 5,890 + 13,791 \left(\frac{1}{x_{28}} \right)$$

d.h. alle "Reinen Sägewerke" sind mit 1 codiert; der Regressionskoeffizient wird, da er ein negatives Vorzeichen trägt, als Konstante subtrahiert

3) für die Sägewerke mit Weiterverarbeitung gilt:

$$y = 8,290 + 13,791 \left(\frac{1}{x_{28}} \right)$$

Für alle übrigen Betriebe steht in der Dummy-Variable "Reines Sägewerk" eine Null, d.h. der Regressionskoeffizient verschwindet ganz. Eine zweite Betriebsstruktur - Dummy ist nicht in die Regressionsgleichung eingegangen. Daher kann man unterstellen, daß die Betriebe mit geringer bzw. überwiegender Weiterverarbeitung nicht zu trennen sind und als ein Stratum betrachtet werden dürfen.

Abgesehen von gewissen Einschränkungen in Step 1 erfüllt das in diesem Abschnitt entwickelte und vorgestellte Regressionsmodell alle Anforderungen in hinreichender Weise. Aus statistischer Sicht ist in Step 5 die optimale Regressionsgleichung erreicht. Sollte jedoch aus entscheidungstheoretischen Überlegungen oder mangels entsprechender Daten der Rechengang in einer früheren Phase abgebrochen werden müssen, so wird angeraten, zumindest Step 2 anzustreben.

Im Anschluß an eine Residualanalyse kann im Falle einer klassischen Regressionsgleichung die Darstellung in Abb. 40 als

zusätzliche Entscheidungshilfe bezüglich Treffsicherheit und Praktikabilität angesehen werden. Hier sind als Maß für die Güte der Anpassung das Verhältnis zwischen der Standardabweichung der Residuen und der Standardabweichung der Zielgröße, also die prozentuale Reduktion der Gesamtstandardabweichung durch die Regression ②, und das Bestimmtheitsmaß ① auf der Ordinate und als Maß für den Regressionsaufwand die Zahl der signifikanten Regressoren auf der Abszisse abgetragen. Es gilt:

- Je weiter sich die Schere zwischen Bestimmtheitsmaß und der Reduktion der Standardabweichung durch die Regression öffnet, desto treffsicherer wird die Aussage; schließt sich die Schere bzw. kreuzen sich die Kurven aus Bestimmtheitsmaß und Verhältniszahl nicht, so vergrößert sich die Unsicherheit.
- Je weniger Variable zur Erklärung der Streuung benötigt werden, desto geringer wird der Regressionsaufwand und umso praktikabler die Regressionsfunktion.

Bereits nach Aufnahme des ersten Regressoren, der technischen Arbeitsproduktivität, kreuzen sich die Linien von Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung. Die gestrichelte Linie soll auf die beschränkte Anwendbarkeit der letztgenannten Kennzahl in Step 1 hinweisen. Mit Einbezug der zweiten Variable wird diese Linie geschlossen als Hinweis für ihre realitätsgerechte Anwendbarkeit. Mit einem B-Wert von etwa 0,89 können die technische Arbeitsproduktivität und der Stundenlohn die Gesamtstandardabweichung auf 34 % reduzieren. Je nach Problemstellung und Forderung an die Treffsicherheit kann das vorstehende Modell mit dem Eingang der zweiten Variablen verwendet werden.

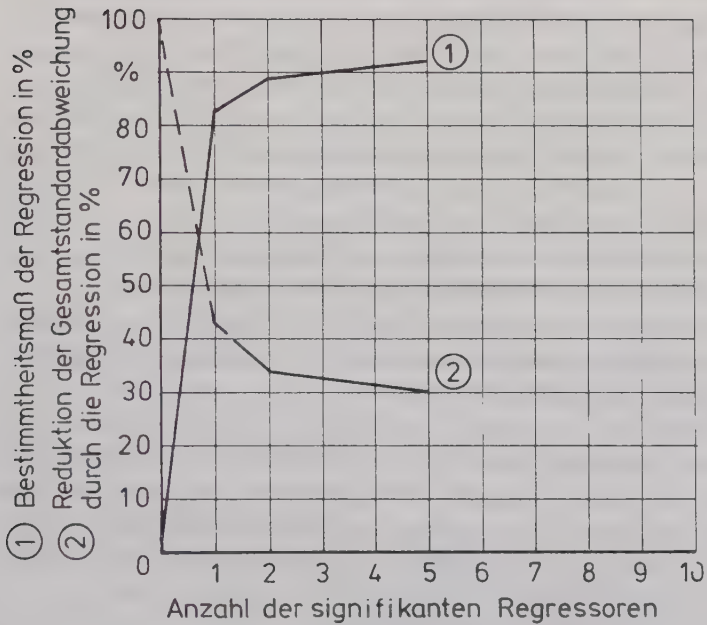


Abb.40 Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung in Abhängigkeit von der Anzahl der signifikanten Regressoren (Personalkosten - Ba - Wü 1979, Stratum: NH - Anteil ≥ 90 %)

STOCHASTISCHE AUSWERTUNG - ERGEBNISSE

Die Betriebsvergleiche der Sägeindustrien Baden-Württembergs und der Schweiz bieten eine Fülle von Ansatzpunkten für Auswertungen auf der stochastischen Ebene. Wir müssen uns im Rahmen dieser Arbeit auf einige wenige Fragestellungen beschränken. Bei der Auswahl ließen wir uns von der Überlegung leiten, daß Zusammenhänge geprüft werden sollten,

- die von allgemeinem Interesse sind,
- aus denen möglichst Anregungen für eine Verbesserung der Betriebsvergleiche abgeleitet werden können und
- die auf unterschiedlichem hierarchischem Niveau (Kostendeckung - Kostendeckungskomponenten - Kostendeckungsfaktoren) angesiedelt sind.

Für jede Fragestellung lief die mathematisch-statistische Analyse in der im vorangehenden Abschnitt ausführlich dargelegten Weise ab. Im folgenden werden die einzelnen Rechenschritte nicht mehr detailliert wiedergegeben, sondern nur noch stark komprimierte Übersichten mitgeteilt und im übrigen die Ergebnisse kommentiert.

6.1 Beziehungen zwischen der Kostendeckung und Kostendeckungsfaktoren

Die Frage, von welchen Faktoren die Kostendeckung (z) als Kennwert für den Betriebserfolg bzw. das Betriebsergebnis determiniert werde, ist ohne Zweifel von besonderem Interesse. Wir prüften, mit welchen der im Betriebsvergleich Baden-Württembergs enthaltenen Merkmalen aus der Gruppe der Kostendeckungsfaktoren (vgl. Abschnitte 2.4 und 3.2) die Kostendeckung korreliere. Hierzu wurde das Jahr 1979 und das Kollektiv "Betriebe mit 90 % Nadelholzanteil und mehr" herangezogen.

Nachfolgender Ansatz zeigt die ursprünglich berücksichtigten Variablen:

$$z = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{6RS}, x_{6MW}, x_7, x_{9UK}, x_{9UM}, x_{9UP}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{26}, x_{27}, x_{28}, x_{30}, x_{34})^1)$$

Als mit der Kostendeckung signifikante, jedoch nur mäßig straff primärkorrelierte Faktoren treten lediglich die durchschnittliche Grundmeßzahl (x_1 , -0,326*), ein rundholz-abhängiger Faktor, und der Anteil an örtlichem Absatz (x_{34} , +0,269*), ein betriebs- und standortabhängiger Faktor, auf. Von diesen beiden signifikant primärkorrelierten Variablen und der in der weiteren regressionsanalytischen Untersuchung wichtigen Variablen, der technischen Arbeitsproduktivität, sind Interkorrelationen zu erwarten. Folgende einfache Korrelationskoeffizienten weisen bereits deutlich darauf hin:

durchschnittliche

Grundmeßzahl (x_1) - Anteil Blochware (x_{16})(+ 0,369)**
 - Anteil Einfachschnitt(x_7) (+ 0,305)*
 - Anteil Lohnschnitt (x_{27})(- 0,263)*

örtlicher Absatz (x_{34}) - technische Arbeits-
 produktivität (x_{28})(- 0,485)**
 - Anteil Listenbauholz (x_{14})(+ 0,347)**
 - Betriebsgröße (x_4) (- 0,322)*
 - Anteil Latten (x_{22})(+ 0,307)*
 - Anteil Bretter IV (x_{20})(+ 0,268)*
 - Anteil Kürzungslatten(x_{23})(+ 0,259)*

1) Die unabhängigen Variablen sind in der Liste der originär aus dem Betriebsvergleich entnommenen Kostendeckungsfaktoren in Kapitel 2.4 nachzulesen.

technische Arbeits-
produktivität (x_{28})

- Betriebsgröße (x_4) (+ 0,676)***
- Anteil Listenbauholz(x_{14})(- 0,486)**
- Anteil örtlicher
Absatz (x_{34})(- 0,485)**
- Anteil Latten (x_{22})(- 0,369)**
- Anteil Bretter und
Dielen (x_{17})(+ 0,354)**
- Anteil Kürzungs-
latten (x_{23})(- 0,336)*
- Anteil Lohnschnitt (x_{27})(- 0,284)*

Aus Tab. 36 sind die geprüften Regressionsansätze und Funktionen zu ersehen. Zeile 6 dieser Tabelle enthält die jeweils in der endgültigen Regressionsgleichung unabhängigen Variablen. Die im einzelnen geprüften Funktionen lassen sich in zwei Gruppen einteilen:

- solche, bei denen die Residualanalyse in der Phase der Modellentwicklung auf Transformationsmängel hinweist:
Nr. II, III und VI;
- solche, die zwar keine voll befriedigende Streuungserklärung liefern und auch keine idealen Residualplots aufweisen, jedoch nicht mit Transformationsmängel behaftet sind:
Nr. I, IV, V und VII.

Zur zahlenmäßigen Interpretation schieden wir die Funktionen der erstgenannten Gruppe aus. Aus der zweiten Gruppe blieb die Funktion VII trotz vergleichsweise hohen B-Wertes unberücksichtigt, weil die winkeltransformierten Werte sich durch mangelnde Praktikabilität auszeichnen. Von den übrigen Funktionen I, IV und V wurde Funktion I bevorzugt, weil sie

Tabelle 36: Vergleich der Regressionen Baden-Württemberg

Kostendeckung DM/cbm 1979; Stratum: NH-Anteil $\geq 90\%$

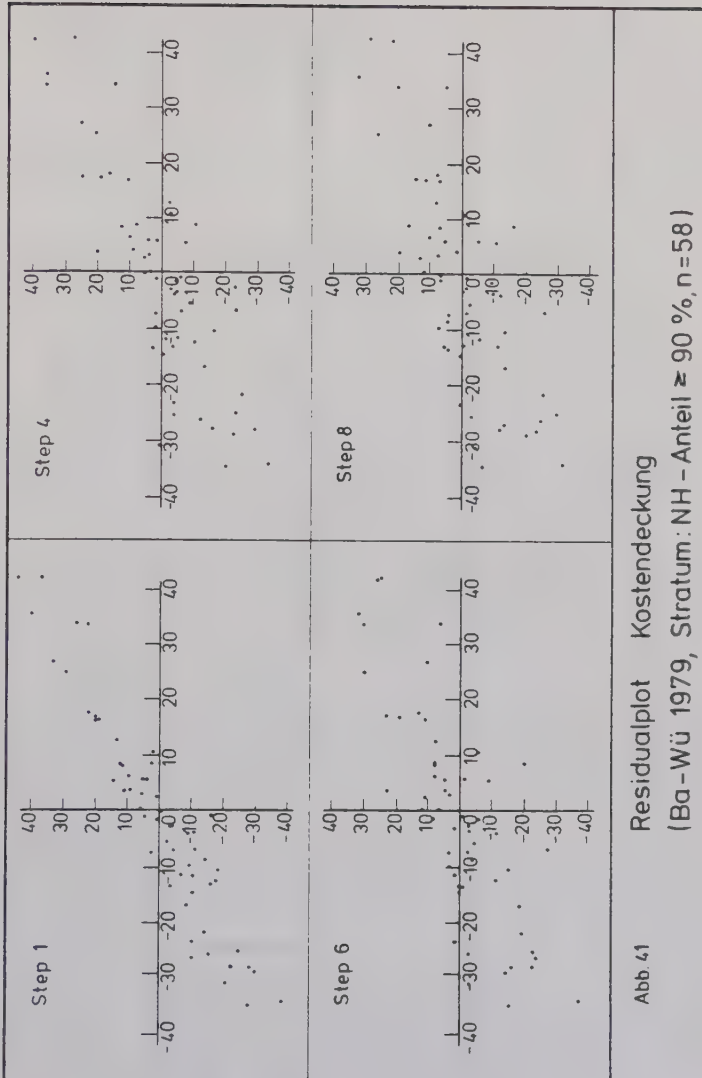
INFORMATIONEN	FUNKTIONEN						
	REGRESSOREN-UMWANDLUNG						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
1 Regressorenart	alle entscheidende quantitative und qualitative Variable						
2 Funktionsform der wichtigsten Regressoren (TAP) bzw. bei Zielgrößen-Transformation der Funktion	linear	linear mit $\frac{1}{TAP}$	mit Transformationen, $\frac{1}{TAP}$ mit $TAP = TAP$, $\log GRZ$, x örtlicher Absatz,	linear ohne TAP	mit Transformationen, ohne TAP, $\log$ Betriebsgröße, x Betriebsgröße,	mit Transformationen, mit TAP, $ARC \sin PROD_PROGRAMM$	mit Transformationen ohne TAP, $ARC \sin PROD_PROGRAMM$
3 Anzahl Betriebe (n)	58	58	58	58	58	58	58
4 Kennwert der vergleichbaren Regressionen in Step 4	8	9	8	7	6	9	9
4.1 Bestimmtheitsmaß	0,440	0,512	0,506	0,373	0,382	0,528	0,47
4.2 Residualplot schematisiert							
4.3 Durbin-Watson-Test $d_u = d_w$	1,99	2,00	2,10	2,06	1,92	2,05	2,08
4.4 Standardabweichung S_{RES}	15,42	14,54	14,47	16,14	15,47	14,30	15,14
4.5 Standardabweichung $S_{Zielgröße}$	19,10	19,10	19,10	19,10	19,10	19,10	19,10
4.6 Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielgröße}} \%$	80,7	76,1	75,8	84,5	81,1	74,9	79,3
4.7 Schrittfolge	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE
5 Residualplot (schematisiert) in Step							
6 in der Regression befindliche Variable	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) TAP 4) U-Tätigkeit Mitarbeiter 5) Vorratskantholz 6) Blockware 7) Latten 8) Dielen-Brätter 9) Kreuzrahmen	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) $\frac{1}{TAP}$ 4) U-Tätigkeit Mitarbeiter 5) Vorratskantholz 6) Blockware 7) Listenbaumholz 8) Latten 9) Kreuzrahmen	1) GRZ 2) (örtl. Absatz) ² 3) $\frac{1}{TAP}$ 4) U-Tätigkeit Mitarbeiter 5) Vorratskantholz 6) Blockware 7) Dielen-Brätter 8) Latten	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) Lohmschnitt 4) sonst. Schnitt-hölzer 5) Blockware 6) Latten 7) Listenbaumholz	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) sonst. Schnitt-hölzer 4) Blockware 5) Listenbaumholz 6) log Betriebsgröße 7) Latten 8) Betriebsstruktur 9) Kreuzrahmen ARC SIN	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) $\frac{1}{TAP}$ 4) U-Tätigkeit Mitarbeiter 5) Vorratskantholz 6) Blockware ARC SIN 7) Latten 8) Betriebsstruktur 9) Kreuzrahmen ARC SIN	1) GRZ 2) örtl. Absatz 3) Lohmschnitt 4) Latten ARC SIN 5) U-Tätigkeit Mitarbeiter 6) Blockware ARC SIN 7) Vorratskantholz 8) Kreuzrahmen ARC SIN 9) Betriebsstruktur

- die Beziehungen mit der Kostendeckung über eine einfache, lineare Funktion erklärt,
- den höchsten B-Wert besitzt,
- gemessen an den Kriterien Durbin-Watson-Kennzahl und Residualplot das Annahmesystem der klassischen Regressionen, zumindest in einem begrenzten Variationsbereich der Zielgröße, erfüllt und
- für den praktischen Anwender auch mit marktüblichen Kleinrechnern nachvollziehbar ist.

Es gehen 58 Betriebe ein. Die Faktoren sind additiv miteinander verknüpft. Der schrittweise Aufbau der Regression gestaltet sich wie folgt:

Step Nr.	Kurz- zeichen	(zusätzlich) auf- genommene Variable	B-Wert %	Durbin d	- d _u *	Watson d _o *
1	x ₁	durchschnittliche Grundmeßzahl	10,6	1,64	1,54	1,61
2	x ₃₄	Anteil örtlicher Absatz	18,6	1,50	1,60	1,65
3	x ₂₈	technische Arbeits- produktivität	23,6	1,58	1,47	1,69
4	x _{6UM}	Unternehmertätigkeit - Mitarbeit	29,4	1,73	1,43	1,73
5	x ₁₅	Anteil an Vorratskantholz	33,9	1,91	1,40	1,77
6	x ₁₆	Anteil an Blochware	38,9	1,90	1,37	1,81
7	x ₂₂	Anteil an Latten	41,6	1,99	1,34	1,84
8	x ₁₇	Anteil an Bretter + Dielen	44,0	1,99	1,31	1,87

Die Abb. 41 zeigt die Entwicklung der Residualplots von Step 1 über Step 4 und 6 bis Step 8.



Im Variationsbereich der Kostendeckung von - 20 DM/cbm bis + 20 DM/cbm streuen die Residuen in einem weitgehend horizontalen Band (Step 8). Aus Abb. 42 darf entnommen werden, daß in Step 8 die Bedingung normalverteilter Residuen noch hinreichend erfüllt ist.

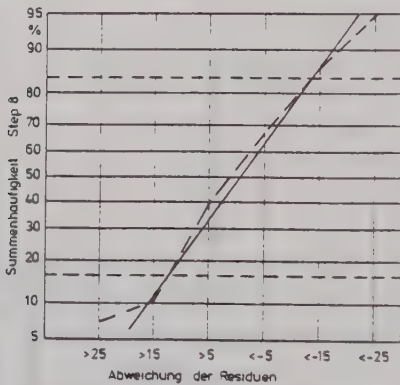


Abb. 42 Die Summenhäufigkeit der Residuen-Kostendeckung (Ba-Wü 1979, Stratum NH-Anteil = 90 %, n=58)

Die wesentlichen Ergebnisse der Analyse sind in Tab. 37 zusammengefaßt. Sie lassen sich in knapper Form unter besonderer Berücksichtigung der partiellen Regressionskoeffizienten wie folgt kommentieren:

- Die Kostendeckung sinkt linear mit zunehmender durchschnittlicher Meßzahl, d.h. mit wachsender Stammdimension. Im Jahr 1979 gilt: Die Zunahme der Grundmeßzahl um 1 DM/fm ergibt eine Verschlechterung der Kostendeckung um 5,04 DM/cbm. Der Standardfehler des (partiellen) Regressionskoeffizienten beträgt absolut $\pm 1,13$ DM/cbm bzw. $\pm 22,4$ %.
- Die Kostendeckung steigt linear mit größer werdendem Anteil an örtlichem Absatz. Nimmt der Anteil an örtlichem Absatz beispielsweise um 10 % zu, so verbessert sich die Kostendeckung um 2,34 DM/cbm.

Tabelle 37: Beziehungen zwischen der Kostendeckung und Kostendeckungsfaktoren

Regression: Kostendeckung DM/cbm, Baden-Württemberg 1979

Stratum: Nadelholzsägewerke, NH-Anteil ≥ 90 %n = 58 $S_{RES}/S_{Zielgröße}$: 80,7 % F-Gesamt: 4,81 Konstante: 178,22

lfd. Nr.	Variable	Maß- einheit	Mittelwerte und Varia- tionsbereich	B-Wert der Regression	Partieller Regressions- koeffizient	Standardfehler		F-partiell
						absolut	relativ	
0	Kostendeckung (z)	DM/cbm	-1,38 -45,28...30,51					
1	durchschnittliche Grundmeßzahl (x_1)	DM/fm	40,89 34,85...45,83	0,106	- 5,037	+ 1,127	+22,4	19,966**
2	Anteil örtlicher Absatz (x_{34})	%	47,14 0.....10,0	0,186	+ 0,234	+ 0,070	+29,9	11,176**
3	technische Arbeits- produktivität (x_{28})	fm/h.Mann	0,374 0,182...0,740	0,236	+60,875	+23,852	+39,2	6,514**
4	Unternehmertätigkeit - Mitarbeit (x_{6UM})	Dummy	0,13796 0.....1	0,294	+15,220	+ 6,528	+42,8	5,453**
5	Anteil Vorrats- kantholz (x_{15})	%	5,90 0.....42	0,339	- 0,934	+ 0,360	+38,5	6,716**
6	Anteil Blochware (x_{16})	%	3,69 0.....20	0,389	+ 1,592	+ 0,691	+43,4	5,314**
7	Anteil Latten (x_{22})	%	5,91 0.....22	0,416	- 0,932	+ 0,509	+54,6	3,354**
8	Anteil Bretter und Dielen (x_{17})	%	17,62 0.....58	0,440	- 0,248	+ 0,171	+69,0	2,091

- Steigende Arbeitsproduktivität hat eine Zunahme der Kostendeckung zur Folge. Wird die technische Arbeitsproduktivität um 0,1 fm/h·Mann erhöht, so steigt die Kostendeckung um 6,09 DM/cbm. Der absolute Standardfehler liegt bei $\pm 2,39$ DM/cbm.
- Die Mitarbeit des Unternehmers hat einen deutlichen Anstieg der Kostendeckung zur Folge. Der partielle Regressionskoeffizient beträgt 15,22.
- Die Kostendeckung sinkt linear mit Zunahme des Anteils an Vorratskantholz. Nach dem vorliegenden Ansatz verschlechtert ein zunehmender Anteil an Vorratskantholz um 5 % die Kostendeckung um 4,67 DM/cbm.
- Eine Erhöhung des Anteils an Blochware um 1 % bewirkt eine Verbesserung der Kostendeckung um 1,59 DM/cbm.
- Die Kostendeckung sinkt mit Zunahme des Anteils an Latten.
- Ebenso verringert der Anteil an Brettern und Dielen die Kostendeckung geringfügig.

Bemerkenswert ist die Tatsache, daß mit den zur Verfügung stehenden Daten ein direkter und eindeutiger Einfluß der Betriebsgröße auf die Kostendeckung nicht nachgewiesen werden kann. Eine in Bezug auf die Kostendeckung optimale Betriebsgröße scheint es demnach nicht zu geben ¹⁾ (vgl. GAEBELER (1978), NEUSER (1978)).

Abb. 43 verdeutlicht in komprimierter Form den Zusammenhang zwischen Regressionsaufwand, Determiniertheit und Verminderung der Gesamtstandardabweichung der Kostendeckung.

1) Für weitere Untersuchungen auf Zusammenhänge zwischen der Kostendeckung und der Betriebsgröße, insbesondere in Bezug auf optimale Betriebsgrößen, dürfte es sich empfehlen, mit Spline-Funktionen zu arbeiten.

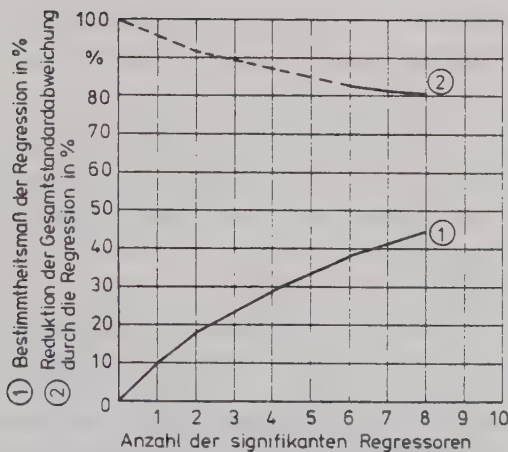


Abb. 43 Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung in Abhängigkeit von der Anzahl der signifikanten Regressoren (Kostendeckung - Ba-WÜ 1979, Stratum: NH - Anteil $\approx 90\%$)

Mit Step 8 der Funktion I ist aus statistischer und entscheidungstheoretischer Sicht das mit dem zur Verfügung stehenden Datenmaterial mögliche Optimum erreicht. Das relativ niedrige Bestimmtheitsmaß und die entsprechend hohe Reststreuung weisen jedoch deutlich darauf hin, daß sich die Variabilität der Kostendeckung mit den im Betriebsvergleich erfaßten Informationen nur tendenziell erklären läßt. Für ein größeres Kollektiv von Sägewerken bzw. für den Branchendurchschnitt können Tendenzen bezüglich der Determinanten der Kostendeckung aufgezeigt werden; der einzelne Teilnehmer kann indessen aus dem Betriebsvergleich kaum entnehmen, weshalb seine Kostendeckung unter oder über dem Teilnehmerdurchschnitt liegt.

6.2 Beziehungen zwischen den Kostendeckungskomponenten und Kostendeckungsfaktoren

Schnittholzerlöse, Ausbeute und Kosten haben wir als Kostendeckungskomponenten definiert (siehe Abschnitte 2.4 und 3.2). In den folgenden Abschnitten wird untersucht, ob und inwieweit sich deren Variabilität mit den im Betriebsvergleich enthaltenen Informationen über die Kostendeckungsfaktoren erklären läßt.

6.2.1 Einflüsse auf die Schnittholzerlöse

Wie an anderer Stelle schon erläutert, weist der Betriebsvergleich die Schnittholzerlöse (y_{11}) als Jahresdurchschnitt pro Teilnehmer aus. Eine Differenzierung nach Schnittholzsortimenten innerhalb Betrieb und Periode (Jahr) ist nicht gegeben.

Ebenso wie in Abschnitt 6.1 wurde mit dem Kollektiv "Betriebe mit 90 % Nadelholzanteil und mehr" in Baden-Württemberg gearbeitet. Im Betriebsvergleich der Schweiz werden keine Schnittholzerlöse ausgewiesen.

Zunächst wurde der Frage nachgegangen, welche Kostendeckungsfaktoren im Zeitraum 1970 - 1979 die Schnittholzerlöse überhaupt (signifikant) beeinflussen und ob dabei eine gewisse Konstanz über die Jahre festzustellen sei. Hierzu wurde für den gesamten Zeitraum folgender Ansatz mit rundholz-, betriebs- und betriebs- und standortabhängigen Kostendeckungsfaktoren linear geprüft.

$$y_{11} = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{6RS}, x_{6MW}, x_7, x_{9UK}, x_{9UM}, x_{9UP}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{26}, x_{28}, x_{30}, x_{34}) \quad 1)$$

1) Die unabhängigen Variablen sind in der Liste der originär aus dem Betriebsvergleich entnommenen Kostendeckungsfaktoren in Kapitel 2.4 nachzulesen.

Tabelle 38 zeigt die Anzahl der untersuchten Betriebe, die signifikanten bzw. nicht signifikanten Faktoren, das Bestimmtheitsmaß (B-Wert), den Testwert des Durbin-Watson-Tests und den schematisierten Residualplot.

Die Häufigkeit des Auftretens der signifikanten Faktoren zeigt folgendes Bild:

Kostendeckungsfaktor		Häufigkeit des Auftretens 1970-1979	1975-1979
x ₁₅	Vorratskantholz	9	4
x ₃₄	Örtlicher Absatz	7	4
x ₂₈	technische Arbeitsproduktivität	7	4
x ₆	Betriebsstruktur	4	4
x ₁₆	Blochware	4	3
x ₃₀	Stundenlohn	4	2
x ₁₉	Bretter II/III schmal	4	3
x ₂₀	Bretter IV	4	2
x ₇	Einfachschnitt	3	-
x _{9UM}	Unternehmertätigkeit	3	1
x ₂	Anteil C/C ^x	3	2
x ₂₁	Kreuzrahmen	2	2
x ₂₅	sonstige Schnitthölzer	2	2
x ₂₄	Kürzungsbretter	2	-
x ₁₄	Listenbauholz	1	1
x ₂₂	Latten	1	-
x ₂₆	andere Holzarten	1	1
x ₄	Betriebsgröße	1	-
x ₁	durchschnittliche Grund- meßzahl	1	-
x ₃	Anteil Schadholz	1	1

Tabelle 38: Regressionen - Schnittholzerlöse - Baden-Württemberg 1970 - 1979
Stratum: NH-Anteil $\approx 90\%$

1	2	3																																		4	5	6		
Jahr	Anzahl Betriebe	SIGNIFIKANTE FAKTOREN																																		B-Messwert	Durbin-Watson	Residual-plot		
		x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	x ₅	x ₆	x ₇	x ₈	x ₉	x ₁₀	x ₁₁	x ₁₂	x ₁₃	x ₁₄	x ₁₅	x ₁₆	x ₁₇	x ₁₈	x ₁₉	x ₂₀	x ₂₁	x ₂₂	x ₂₃	x ₂₄	x ₂₅	x ₂₆	x ₂₇	x ₂₈	x ₂₉	x ₃₀	x ₃₁	x ₃₂	x ₃₃	x ₃₄					
1970	39	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	-	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,47	2,30	
1971	44	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0,55	1,56	
1972	31	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,51	2,27	
1973	48	0	-	0	0	0	0	+	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0,50	2,13	
1974	55	0	0	0	0	+	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0,48	1,82	
1975	57	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,60	1,69	
1976	53	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0,63	1,93	
1977	59	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	-	0	0	0	0	0	0	0,56	2,17		
1978	56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,54	1,94	
1979	59	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0	0	0	0,78	2,04	

0 = nicht signifikant
+ = signifikant positiv
- = signifikant negativ

Die Faktoren Bretter und Dielen (x_{17}), Bretter II/III (x_{18}), Kürzungslatten (x_{23}), Unternehmer nicht mittätig (x_{9UK}) und Unternehmer auch in der Produktion mittätig (x_{9UP}) gehen im gesamten Zeitraum nie signifikant in die Regression ein.

Betrachtet man die Gütekriterien in den Spalten 4, 5 und 6 der Tabelle 38, dann bietet es sich an, den Gesamtzeitraum in zwei Fünf-Jahres-Perioden zu unterteilen: 1975-1979 sind merklich bessere Werte für Bestimmtheitsmaß, Durbin-Watson-Test und Residualverteilung zu verzeichnen als 1970-1974. Die Jahre ab 1975 zeichnen sich auch dadurch aus, daß schwer erklärbare oder unplausible Variable, wie z.B. der Anteil an Kürzungsbretter (x_{24}) und der Anteil an Einfachschnitt (x_7), nicht mehr als Regressoren auftreten und ferner, daß sich die Vorzeichen der partiellen Regressionskoeffizienten stabilisieren. Alles in allem sind dies deutliche Hinweise auf eine bessere Qualität der Ursprungsdaten im zweiten Fünfjahresabschnitt. Die nachfolgenden Analysen beschränken sich deshalb auf diesen Zeitraum.

Das Einflußgewicht eines Kostendeckungsfaktors über mehrere Jahre hinweg kann gemessen werden an der Häufigkeit des signifikanten Auftretens, an der Rangfolge des Eintrittes in die Regression und an seinem partiellen Beitrag zur Streuungserklärung. Weist man den Faktoren innerhalb dieser Kriterien Rangziffern zu und bildet aus den Einzelrängen Rangsummen, so ergibt sich für 1975-1979: Die mit Abstand wichtigsten Variablen sind der Anteil an örtlichem Absatz und die technische Arbeitsproduktivität. Es folgen der Anteil an Vorratskantholz und die Betriebsstruktur sowie - wiederum mit klarem Abstand - der Anteil an Blochware und der Anteil an Bretter II/III schmal. Die Schnittholzerlöse werden von diesen Faktoren wie folgt beeinflusst (vgl. auch Tab. 39):

- Die Schnittholzerlöse steigen mit vermehrtem Anteil an örtlichem Absatz.
- Die Schnittholzerlöse fallen mit steigender technischer Arbeitsproduktivität.
- Der Erlös fällt mit zunehmendem Anteil an Vorratskantholz.
- Reine Sägewerke haben einen geringeren Schnittholzerlös als Betriebe mit Weiterverarbeitung. Im Durchschnitt dürfte dieser Unterschied etwa 10 - 20 DM/cbm betragen.
- Zunehmender Anteil an Bretter II/III schmal dürfte eine Verminderung des Schnittholzerlöses bewirken; der positive Wert des Jahres 1979 ist in anderen Ursachen zu suchen.

Tabelle 39: Schnittholzerlöse - partielle Regressionskoeffizienten im letzten Step des entsprechenden Jahres (1975 - 1979)

Kostendeckungsfaktor	partieller Regressionskoeffizient				
	1975	1976	1977	1978	1979
örtlicher Absatz (x_{34})	+0.332	+0.176	+0.182	-	+0.382
TAP (x_{28})	-	-77.885	-104.550	-134.000	-98.060
Vorratskantholz (x_{15})	-1.874	-	-0.991	-1.186	-1.706
Betriebsstruktur (x_6)	-21.110	-10.860	-13.670	-11.810	-
Blochware (x_{16})	+1.440	-	-	+2.160	+1.170
Bretter II/III schmal (x_{19})	-1.100	-0.590	-	-	+0.450

Die weiteren signifikanten Faktoren schwanken teilweise von Jahr zu Jahr. Sie werden aus diesem Grunde nur jahrspezifisch interpretiert.

Nach dieser periodenweisen Betrachtung wurde in der bereits bekannten Weise die "optimale" Regression bzw. Schätzfunktion für eine jahrweise Analyse gesucht. Wiederum wurden die Daten des Jahres 1979 gewählt.

In Tabelle 40 sind die geprüften Funktionen, in Tabelle 41 die jeweils einbezogenen Regressoren aufgelistet. Zieht man das Genauigkeitsniveau der in die Regression eingegangenen Daten, den Regressionsaufwand, die statistischen Kennwerte, die Residualprüfung und die Praktikabilität der Modelle in Betracht, dann sind beim derzeitigen Stand relativ einfache Funktionen wie I und II oder V und VI zu bevorzugen. Es ist jedoch nicht auszuschließen, daß durch weitere Verbesserungen der Ursprungsdaten über polynomiale Modelle, durch weitere Transformationen, durch zusätzliche Kreuzproduktglieder (z.B. Anteil Listenbauholz und Anteil örtlicher Absatz und Betriebsgröße) oder durch Spline-Funktionen diese Ansätze verfeinert werden könnten.

Nachfolgend konzentrieren wir uns auf die Modellansätze V und VI. Anstelle der technischen Arbeitsproduktivität, deren Einfluß nur indirekter Natur ist - die technische Arbeitsproduktivität ist in den Funktionen I und III Substitut für die Betriebsgröße (starke Interkorrelation!) -, geht die Betriebsgröße in die Regression ein. Dadurch wird die Plausibilität dieser Modelle erhöht; die Unterschiede in der Treffsicherheit sind tolerierbar klein. Für die weitere Kommentierung wird Funktion V mit 59 Betrieben ausgewählt. Die Ergebnisse können in Step 5 praktisch direkt auf die Funktion VI mit 78 Betrieben übertragen werden.

Die Entwicklung des Residualplots von Step 1 bis Step 9 ist aus Abb. 44 zu ersehen. Bei Step 9 wurde die Modellbildung eingestellt. Aus statistischer Sicht ist in Step 9 die optimale Gleichung erreicht; der B-Wert erreicht nahezu 0,77, mit 2,08 ist das Resultat des Durbin-Watson-Tests als gut zu bezeichnen, der Residualplot hat sich gegenüber den vorangehenden Schritten weiter verbessert (Abb. 44, Step 9), und Normalverteilung der Residuen darf unterstellt werden (Abb. 45).

Tabelle 40:

VERGLEICH DER REGRESSIONEN BADEN-KÜTTENBERG
 SCHNITTHOLZERLOSE DM/cbm 1979; STRATUM: NH-ANTEIL $\geq 90\%$

- 186 -

INFORMATIONEN	FUNKTIONEN							
	REGRESSOREN - UMWANDLUNG							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
1 Regressorenart				quantitative + qualitative				
2 Funktionstyp der wichtigsten Regressoren (TAP) bzw. bei Zielfunktionsumwandlung der Funktion	linear mit TAP	linear mit TAP	linear mit TAP	linear mit TAP Kreuzprodukt- glieder	Transformation ohne TAP log Betriebs- größe (örtlicher Absatz)	Transformation ohne TAP log Betriebs- größe (örtlicher Absatz)	Transformation ohne TAP log Betriebs- größe (örtlicher Absatz)	Transformation ohne TAP log Betriebs- größe (örtlicher Absatz)
3 Anzahl Betriebe (n)	59	72	78	59	59	78	59	59
4 Kennwert der vergleichbaren Regressionen in Step 5								
4.1 Bestimmtheitsmaß	0.71	0.61	0.61	0.69	0.68	0.61	0.67	0.69
4.2 Residualplot (schematisiert)	noch akzeptabel	ohne Ausreißer noch akzeptabel	ohne Ausreißer noch akzeptabel	wenig akzeptabel	noch akzeptabel	ohne Ausreißer gerade noch akzeptabel	noch akzeptabel	nicht akzeptabel
4.3 Durbin-Watson-Test d_u	2.09	2.32	2.19	1.74	2.09	2.12	2.05	2.28
4.4 Standardabweichung S_{RES}	2.23...2.51	2.27...2.56	2.23...2.51	1.48...1.73	15.79	16.32	15.86	2.27...2.56
4.5 Standardabweichung $S_{Zielfgröße}$	26.76	-	25.11	26.76	26.76	25.11	26.76	unsicherer Aussagebereich
4.6 Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielfgröße}}$	56.0	-	64.4	57.1	59.0	65.0	59.3	-
4.7 Schrittfolge			Ende			Ende		
5 Kennwerte der statistisch "optimalen" Regressionsgleichung								
5.1 Bestimmtheitsmaß	0.78	0.63		0.82	0.77		0.77	0.81
5.2 Residualplot	akzeptabel	weniger akzeptabel		akzeptabel	akzeptabel		leichte Krümmung	nicht akzeptabel
5.3 Durbin-Watson-Test d_u	2.04	2.31		2.19	2.08		2.27	2.38
5.4 Schritt Nr.	9	7		11	9		9	11
5.5 Standardabweichung S_{RES}	13.67	-		-	14.13		-	-
5.6 Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielfgröße}}$	51.1	-		-	52.8		-	-

Tabelle 41: Regressionen zur Prüfung signifikanter Einflüsse auf die Schnittholzerlöse

Kostendeckungsfaktor (= Regressor)	F u n k t i o n							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
örtlicher Absatz	x	x	x	x	x	x	x quad.	x
TAP	x	x	x					
Anteil C/C*	x	x	x	x	x	x	x	x arc
Anteil Vorratskantholz	x	x	x	x	x	x	x	x arc
Unternehmer mittätig	x	x	x	x	x	x	x	x
Anteil Blochware	x			x	x		x	x
Anteil Listenbauholz	x	x			x			x
Anteil Schadholz	x			x	x		x	x arc
Anteil Bretter II/III schmal	x			x	x			
Anteil andere Holzarten		x		(x)				
Betriebsstruktur				(x)				
durchschnittliche Meßzahl				x				x
Betriebsgröße					x log	x log	x log	x log
Stundenlohn							x	x
örtlicher Absatz + Anteil Listenbauholz				x				
Anteil Listenbauholz + TAP				x				
örtlicher Absatz + Betriebsgröße				x				
Anteil Bretter IV							x	x

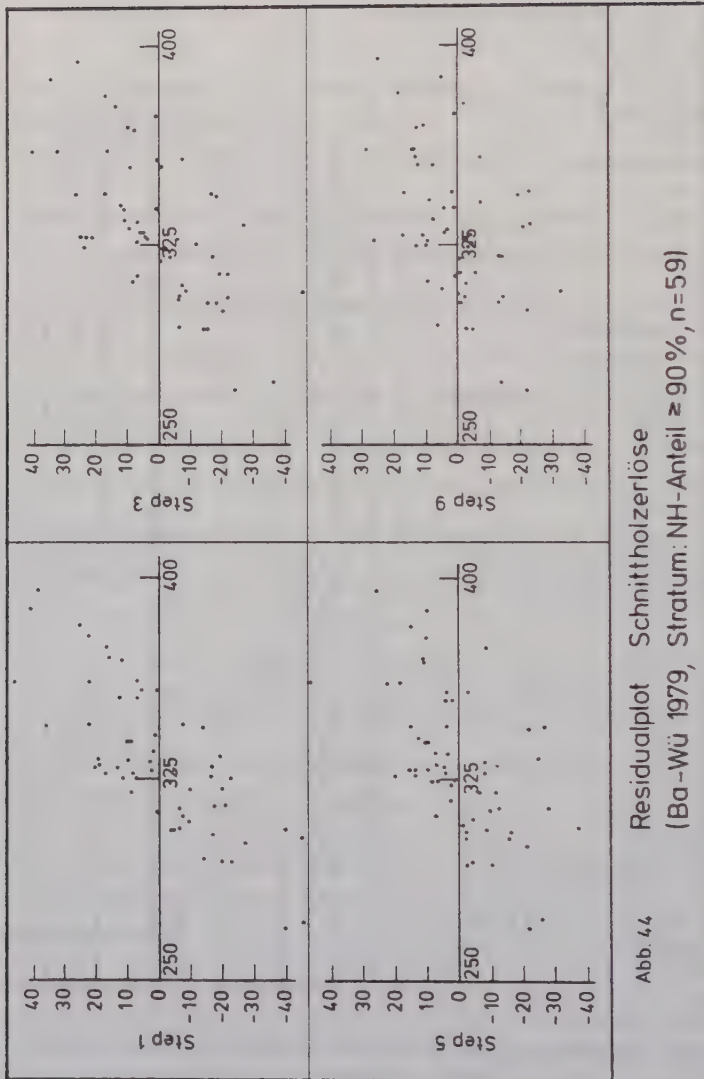
x = in der Regression befindlicher Kostendeckungsfaktor

(x) = im letzten Step nicht enthalten

quad = quadratisches Glied

log = logarithmisch transformiert

arc = arcus sinus Transformation



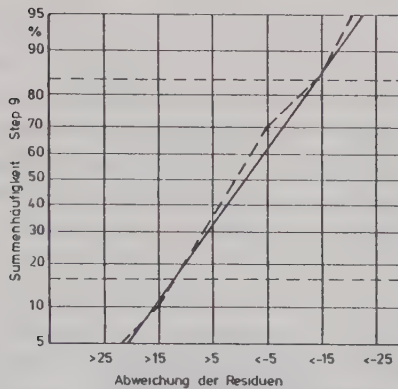


Abb. 45 Die Summenhäufigkeit der Residuen - Schnittholzerlöse (Bo-Wü 1979, Stratum NH-Anteil=90%, n=59)

Danach sind folgende Einflüsse auf den Schnittholzerlös zu konstatieren: Der Schnittholzerlös im Jahresdurchschnitt eines Betriebes

- steigt mit zunehmendem Anteil an örtlichem Absatz,
- sinkt mit wachsendem Anteil an Vorratskantholz,
- sinkt mit steigendem Anteil der Rundholzgüteklassen C/C* sowie mit steigendem Anteil an sog. Schadholz,
- ist deutlich höher, wenn der Unternehmer im Betrieb mitarbeitet,
- sinkt degressiv mit wachsender Betriebsgröße,
- steigt mit zunehmendem Anteil an Blochware,
- steigt mit zunehmendem Anteil an Bretter II/III schmal und
- sinkt mit zunehmendem Anteil an Listenbauholz.

Der aus der Regressionsanalyse nach Step 9 resultierende positive Einfluß der Variablen Bretter II/III schmal und der negative Einfluß des Listenbauholzes ist nicht ohne weiteres plausibel; von der praktischen Erfahrung her wären sowohl umgekehrte Vorzeichen der partiellen Regressionskoeffizienten als auch ein stärkeres Gewicht des Listenbauholzes zu erwarten. Hier liegen Interkorrelationen vor.

Deshalb empfehlen wir für die praktische Anwendung die Gleichungen der Schritte 5 - 7, wobei Step 5 wegen der kleineren Anzahl von Variablen am praktikabelsten erscheint. Die statistischen Kennwerte dieses Modellansatzes sind akzeptabel (Durbin-Watson-Test nahe 2), der Residualplot neigt zur Horizontalität (Abb. 44, Step 5), und Normalverteilung der Residuen ist hinlänglich gegeben (Abb. 46).

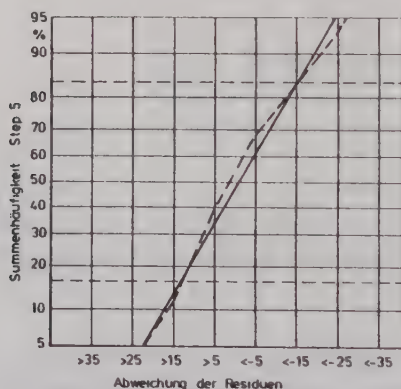


Abb 46 Die Summenhäufigkeit der Residuen-Schnittholz-
erlöse (Ba-Wu 1979, Stratum NH Anteil = 90%, n=59)

Am Beispiel von Step 5 können folgende branchentypische Einflüsse auf den Schnittholzerlös quantifiziert werden (vgl. Tab. 42):

- Steigt der Anteil an örtlichem Absatz um 1 %, so erhöhen sich die durchschnittlichen Schnittholzerlöse um 0,40 DM/cbm. Der hohe F-Wert bzw. der relativ niedrige absolute und relativierte Standardfehler dieses Regressionskoeffizienten bestätigen eine gute Treffsicherheit. Dieser partielle Einfluß ist in Abb. 47 mit dem entsprechenden Vertrauensbereich dargestellt.

- Nimmt der Anteil an Vorratskantholz um 1 % zu, so fällt der Schnittholzerlös um 1,48 DM/cbm.
- Erhöht sich der Anteil an C/C* um 1 %, so sinken die durchschnittlichen Schnittholzerlöse um etwa 1,36 DM/cbm.
- Die Dummy-Variable Unternehmertätigkeit - Mitarbeit - besagt, daß Betriebe, in denen der Unternehmer mittätig ist, im Durchschnitt einen um etwa 18 DM/cbm höheren Schnittholzerlös erwirtschaften. Anhand der Abgrenzung dieser Dummy-Variablen kann vermutet werden, daß diese Unternehmer sich verstärkt im Verkauf engagieren und infolgedessen eine bessere Marktübersicht besitzen.
- Mit steigender Betriebsgröße nehmen die Schnittholzerlöse degressiv ab.

Von besonderem praktischen Interesse sind die Auswirkungen der Betriebsgröße und des Anteils an örtlichem Absatz auf den Schnittholzerlös. Dieser Zusammenhang ist nach den Daten von Step 5 in Abb. 48 dargestellt.

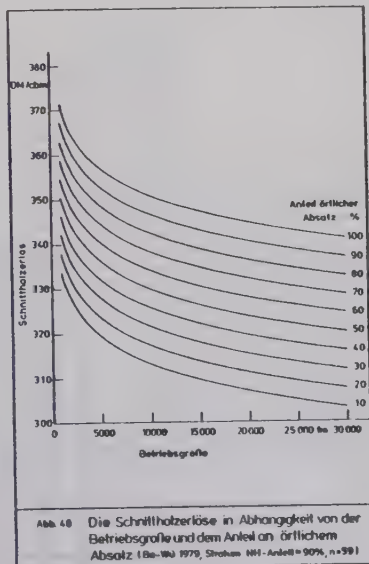
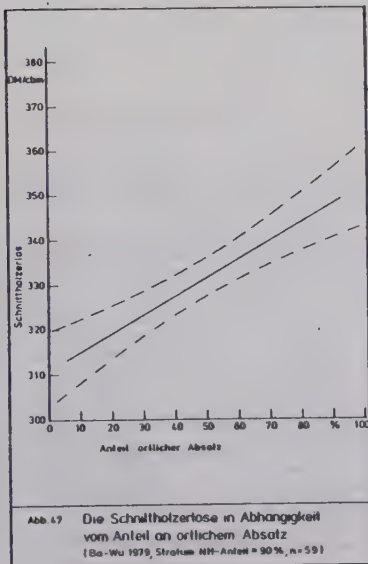


Tabelle 42: Beziehungen zwischen Kostendeckungskomponenten und Kostendeckungsfaktoren
 Regression: Schnittholzerlöse DM/cbm, Baden-Württemberg 1979
 Stratum: Nadelholzsägewerke, NH-Anteil ≥ 90 %

n = 59 $S_{RES}/S_{Zielgröße}$: 59,1 % F-Gesamt: 20,94 Konstante: 404,78

lfd. Nr.	V a r i a b l e	originäre Maß-einheit	Mittelwerte und Variationsbereich	B-Wert der Regression	Partieller Regressionskoeffizient	Standardfehler		F-partiell
						absolut	relativ	
0	Schnittholzerlöse (y_{11})	DM/cbm	330,32 260,14..403,10					
1	Anteil örtlicher Absatz (x_{34})	%	46,39 0.....100	0,402	+0,417	+0,064	+15,3	42,484**
2	Anteil Vorratskantonholz (x_{15})	%	5,83 0.....42	0,502	-1,482	+0,349	+23,5	18,073**
3	Anteil C/C* (x_2)	%	11,10 0.....30	0,581	-1,358	+0,382	+28,1	12,664**
4	Unternehmertätigkeit - Mitarbeit (x_{9UM})	Dummy	0,13559 0.....1	0,637	+18,063	+6,247	+34,6	8,359**
5	Betriebsgröße (log x_4)	fm	(3,89651) 1620.....31379	0,682	-20,592	+7,530	+36,6	7,478**

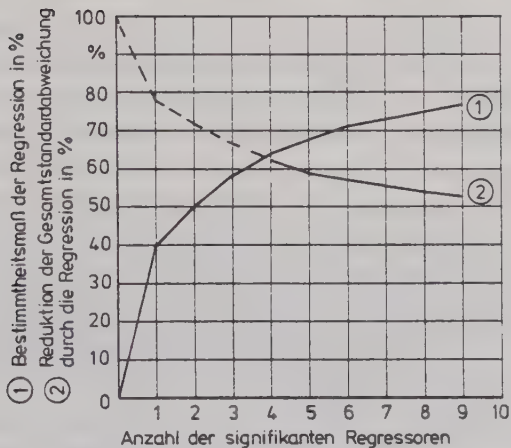


Abb. 49 Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung in Abhängigkeit von der Anzahl der signifikanten Regressoren (Schnittholzerlöse-Ba-Wü 1979 Stratum: NH-Anteil $\approx$ 90 %)

Abb. 49 verdeutlicht den Zusammenhang zwischen Regressionsaufwand, B-Wert und Reduktion der Gesamtstandardabweichung.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß die Variabilität der Schnittholzerlöse mit den Daten des Betriebsvergleiches recht gut und überwiegend plausibel erklärt werden kann. Für Zwecke der einzelbetrieblichen Prognose mit Anspruch auf hohe Treffsicherheit reicht die Bestimmtheit der entwickelten Regressionsansätze allerdings nicht aus; die Unsicherheit der über die Regressionsgleichung(en) geschätzten Einzelwerte ist dafür noch zu groß.

6.2.2 Einflüsse auf die Ausbeute

Angeichts der großen Bedeutung, die die Ausbeute für das Betriebsergebnis eines Sägewerkes besitzt, war es von besonderem Interesse, die in den Betriebsvergleichen zu dieser Komponente enthaltenen Informationen zu prüfen. Im baden-württembergischen Betriebsvergleich erscheint die Ausbeute, die in diesem Zusammenhang als abhängige Variable zu betrachten ist, in dreifacher Form: als Schnittholzausbeute insgesamt, als Ausbeute an Haupterzeugnissen und als Ausbeute an Nebenerzeugnissen. Der schweizerische Betriebsvergleich verzichtet darauf, die Ausbeute überhaupt zu erfassen. Daher beschränken sich die weiteren Ausbeuteanalysen auf das baden-württembergische Datenmaterial.

Wir untersuchten die Ursachen der Variation der Ausbeute anhand der vom Betriebsvergleich zur Verfügung gestellten Daten. Aus Untersuchungen und Beobachtungen verschiedener Autoren, wie beispielsweise von FRONIUS (z.B. 1964, 1976a, b, 1978, 1981), FRONIUS/KELLNER (1978), HAMMERL (1976), HECKEL (1980), HOG (1978), LÜFFLER (1961, 1968), LUNSTRUM (1978), MAISENBACHER (1964, 1966, 1978) ist bekannt, daß die Ausbeute in Nadelholzsägewerken vornehmlich abhängt von:

- 1) dem Rundholzdurchmesser,
- 2) der Abholzigkeit (Durchmesserabnahme, Konizität),
- 3) der Stamm- bzw. Blocklänge,
- 4) der Krümmung,
- 5) dem Produktionsprogramm (Schnittsortiment, z.B. Stückzahl bzw. Stieligkeit, Schnittklasse, zulässiger Waldkantenanteil),
- 6) der Sorgfalt bei der Rundholzeinteilung (Arbeitsqualität),
- 7) der technischen Arbeitsproduktivität,
- 8) der Einschnittmenge und
- 9) der Einschnitttechnologie (z.B. Gatter-, Bandsägen-, Kreissägen, Spaner-, Profiliertechnik).

Die Rundholzstärke und indirekt auch die Abholzigkeit sind wenigstens näherungsweise über die durchschnittliche Grundmeßzahl erfaßt. Angaben über das Produktionsprogramm können aus der Schnittholzstatistik entnommen werden. Die unter Ziffer 7 und 8 genannten Einflüssen werden explizit ausgewiesen. Die übrigen Parameter werden im Betriebsvergleich nicht berücksichtigt.

Die statistischen Analysen wurden, wie in Kap. 5 vorgestellt, durchgeführt. Wir verzichten auf die ausführliche Darstellung und Kommentierung aller Untersuchungsschritte und beschränken uns auf die Diskussion der "optimalen" Regression. Dies erscheint aus zwei Gründen gerechtfertigt:

- zum einen wurde die Methodik in den vorangegangenen Abschnitten ausführlich dargelegt,
- zum anderen sind die Ergebnisse, was die Straffheit und die Güte anbelangt, wenig befriedigend.

Einen Überblick über die Prüfung auf Abhängigkeiten der Schnittholz- und der Hauptezeugnisausbeute, dargestellt am Beispiel einiger Funktionen, ergibt Tabelle 43.

(1) Schnittholzausbeute (y_{21})

Zunächst wollen wir uns mit der Schnittholzausbeute befassen, wobei für das Stratum "Sägewerke mit einem Nadelholzanteil von 95 % und mehr" von einem linearen Grundansatz mit folgenden rundholz-, betriebs- und betriebs- und standortabhängigen Kostendeckungsfaktoren ausgegangen wurde:

$$y_{21} = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{6RS}, x_{6MGW}, x_{6MUEW}, x_7, x_{9UK}, x_{9UM}, x_{9UP}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{28}, x_{30}) \quad 1)$$

1) Die Variablen können in Kap 2.4 nachgelesen werden.

Tabelle 43: Vergleich der Regressionen Baden-Württemberg
Ausbeute % 1979; Stratum: NH-Anteil ≥ 95 %

INFORMATIONEN	FUNKTIONEN					
	REGRESSOREN-UMWANDLUNG					
	I		III		V	
1 Regressorenart	quantitative und qualitative Faktoren		quantitative ohne Nebenerzeugnisse und qualitative Faktoren		quantitative ohne Nebenerzeugnisse und qualitative Faktoren	
2 Funktionstyp der wichtigsten Regressoren (TAP) bzw. bei Zielgrößen-Transformation der Funktion	linear	mit Transformationen $\log, x^2$, Betriebsgröße, ARC SIN Produktionsprogramme	linear	mit Transformationen $\log, x^2$, TAP, Betriebsgröße, ARC SIN Produktionsprogramme	linear	mit Transformationen $\log, x^2$, TAP, Betriebsgröße, ARC SIN Produktionsprogramme
3 Anzahl Betriebe (n)	58	58	70	70	70	70
4 Kennwert der vergleichbaren Regressionen in Step 4	4	4	4	4	3	3
4.1 Bestimmtheitsmaß	0,263	0,267	0,243	0,243	0,210	0,210
4.2 Residualplot (schematisiert)						
4.3 Durbin-Watson-Test d $d_u^* d_l^*$	nicht akzeptabel 1,04 1,44...1,73	nicht akzeptabel 1,06 1,44...1,73	nicht akzeptabel 2,05 2,26...2,51	nicht akzeptabel 2,05 2,26...2,51	nicht akzeptabel 2,12 2,30...2,48	nicht akzeptabel 2,12 2,30...2,48
4.4 Standardabweichung S_{RES}	-	-	-	-	-	-
4.5 Standardabweichung $S_{Zielgröße}$	-	-	-	-	-	-
4.6 Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielgröße}}$	-	-	-	-	-	-
4.7 Schrittfolge	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE
5 In der Regression befindliche Faktoren	1) Listenbaupholz 2) Blockware 3) Vorratskantholz 4) Bretter/Dielen	1) Listenbaupholz 2) Blockware ARC SIN 3) Vorratskantholz 4) Bretter/Dielen	1) Blockware 2) Anteil Schachholz 3) Listenbaupholz 4) U-Tätigkeit keine Mitarbeit	1) Blockware 2) Anteil Schachholz 3) Listenbaupholz 4) U-Tätigkeit keine Mitarbeit	1) SMZ 2) Latten 3) Blockware	1) SMZ 2) Latten 3) Blockware

Keine der getesteten Funktionen (vgl. Tab. 43) erfüllt das Annahmesystem der klassischen Regression hinreichend. Wenn auch die Durbin-Watson-Kennziffern meistens erträgliche Abweichungen von 2 zeigen, verbieten die stark verzerrten Residualplots die Verwendung statistischer Kennwerte. Wegen der niedrigen B-Werte von 0,24 bis 0,27 lassen sich auch nur branchentypische Tendenzen erkennen.

Nach der Funktion I gelten folgende Tendenzen:

- Anteil an Listenbauholz (x_{14}):

Steigender Anteil an Listenbauholz ist mit steigender Schnittholzausbeute verbunden. Dies läßt sich durch Ausbeutenvorteile insbesondere bei großen Querschnitten und bei geringeren Schnittklassen auch plausibel nachvollziehen (vgl. MAISENBACHER (1966, S. 159)). Nach der vorliegenden Regression kann festgehalten werden, daß eine Erhöhung des Anteils an Listenbauholz um 1 % die Schnittholzausbeute um 0,1 % verbessert. Im übrigen sei in diesem Zusammenhang erwähnt, daß das positive Interkorrelationsgefüge mit den Latten und den Kürzungslatten auf eine verstärkte Lattenproduktion aus der Seitenware hinweist.

- Anteil an Blochware (x_{16}):

Nimmt der Anteil an Blochware um 1 % zu, so erhöht sich die Schnittholzausbeute um etwa 0,2 - 0,3 %. Die positive Interkorrelation dieses Parameters mit der durchschnittlichen Grundmeßzahl bestätigt die bekannte Tatsache, daß mit zunehmender Holzstärke der Anteil an Blochware steigt.

- Anteil an Vorratskantholz (x_{15}):

Steigt der Anteil an Vorratskantholz um 1 %, so steigt die Schnittholzausbeute um etwa 0,1 - 0,15 %.

- Anteil an Brettern und Dielen (x_{17}):

Nach den Untersuchungen mit dem vorliegenden Datenmaterial steigt die Schnittholzausbeute geringfügig um 0,05 % je Prozent Zunahme des Anteils an Bretter und Dielen. Diese Beziehung erscheint unplausibel und widerspricht im übrigen sowohl der praktischen Erfahrung als auch den Ergebnissen anderer Untersuchungen, wie beispielsweise der von LÖFFLER (1968) und der von MAISENBACHER (1966). Wie zusätzliche Untersuchungen ergeben haben, dürfte diese unplausible Beziehung auf Abgrenzungsfehler zurückzuführen sein.

(2) Haupterzeugnisausbeute (y_{22})

Das Ziel eines Sägewerkes ist die Produktion eines möglichst großen Anteils des Haupterzeugnisses. Das ist auch der Grund, warum neben der Schnittholzausbeute die Haupterzeugnisausbeute im Betriebsvergleich explizit ausgewiesen ist. Die Haupterzeugnisausbeute schwankt im Jahr 1979 zwischen 37 und 57 %.

Unsere mathematisch-statistischen Analysen befaßten sich wiederum mit der Frage, ob sich mit den im Betriebsvergleich enthaltenen Daten diese Unterschiede erklären ließen. Zur Varianzerklärung der Haupterzeugnisausbeute prüften wir - wiederum das Kollektiv "Sägewerke mit einem Nadelholzanteil von 95 % und mehr" - folgenden Ansatz:

$$y_{22} = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{6RS}, x_{6MGW}, x_{6MUEW}, x_7, x_{9UK}, x_{9UM}, x_{9UF}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{21}, x_{22}, x_{25}, x_{28}, x_{30}) \quad 1)$$

Entsprechend der Zielsetzung wurden aus dem Produktionsprogramm nur die Haupterzeugnisse und der nicht eindeutig abzugrenzende Anteil an Latten einbezogen. 70 Betriebe stehen bei diesem Funktionsansatz zur Verfügung. Als primärkorrelierte Faktoren, die darauf schließen lassen, die Gesamtstreuung der Haupterzeugnisausbeute zumindest ansatzweise zu erklären, bieten sich nur die durchschnittliche Grundmeßzahl (+ 0,297)*, der Anteil an Latten (+ 0,256)* und der Anteil an Blochware (+ 0,234)* an.

Mit der "besten" Regression konnte für Baden-Württemberg über die drei genannten Faktoren die Gesamtvarianz der Haupterzeugnisausbeute zu 21 % (Tab. 43, V) erklärt werden. Während der Durbin-Watson-Test mit $d = 2,12$ keinen gesicherten Nachweis für Autokorrelation liefert, deckt der Residualplot mit einer erheblichen systematischen Verzerrung (Abb. 50) auf, daß die

1) Die Variablen können in Kap. 2.4 nachgelesen werden.

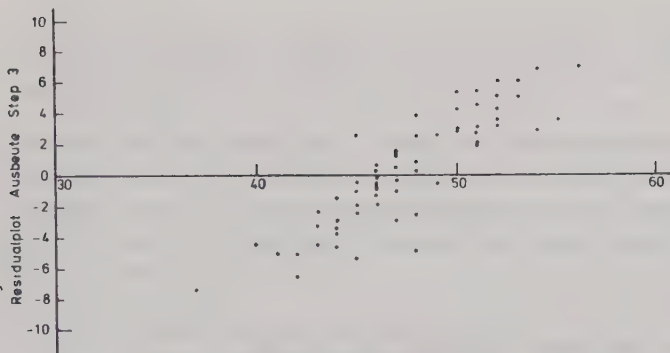


Abb 50 Residualplot-Haupterzeugnisausbeute
(Ba-Wu 1979, Stratum. NH=90%, n=70)

im Betriebsvergleich vorliegenden Angaben zur Streuungserklärung nach der klassischen Regressionsanalyse nicht ausreichen. Auch in einem beschränkten Bereich der Variationsbreite der Zielgröße ist keine Horizontalität mehr erkennbar. Statistische Kennwerte bleiben deshalb unberücksichtigt. Folgende grobe Tendenzen lassen sich erkennen:

- durchschnittliche Grundmeßzahl (x_1):

Als wichtigste Variable tritt die durchschnittliche Grundmeßzahl in Erscheinung. Ihre Beziehung zur Haupterzeugnisausbeute ist wie folgt: Steigt die durchschnittliche Grundmeßzahl um 1 DM/fm, so verbessert sich im Durchschnitt der Branche die Haupterzeugnisausbeute um 0,6 Haupterzeugnisausbeuteprozente.

- Anteil an Latten (x_{22}):

Mit zunehmendem Anteil an Latten erhöht sich die Ausbeute an Haupterzeugnissen. Nach unseren Untersuchungen gilt: Erhöht sich der Anteil an Latten um 1 %, so steigt die Haupterzeugnisausbeute im Durchschnitt der Branche um etwa 0,2 %. Dieser Zusammenhang ist nur durch Interkorrelationen mit der technischen Arbeitsproduktivität (-), der Betriebsgröße (-), dem Anteil an Bretter und Dielen (-), dem Anteil an Vorratskantholz (-) und dem Anteil an Kreuzrahmen (+) zu erklären.

- Anteil an Blochware (x_{16}):

Als dritte Variable erklärt der Anteil an Blochware die Streuung der Haupterzeugnisausbeute wie folgt: Die Erhöhung des Anteils an Blochware um 1 % verbessert im Durchschnitt der Branche die Haupterzeugnisausbeute um 0,3 Punkte.

Regressorenumwandlung wie der Logarithmus der durchschnittlichen Grundmeßzahl, der Logarithmus oder das quadratische Glied der Betriebsgröße, der Kehrwert der technischen Arbeitsproduktivität, der Logarithmus des Stundenlohnes und Winkeltransformationen bei den Positionen des Produktionsprogramms brachten keine Resultatsverbesserungen.

Gemessen an der eingangs erwähnten Bedeutung der Ausbeute für die Sägeindustrie muß festgestellt werden, daß der Betriebsvergleich in seiner derzeitigen Form bezüglich der Variabilität der Ausbeutekennwerte keine hinreichenden Erklärungen zu geben vermag.

6.2.3 Einflüsse auf die Kosten

Die Abhängigkeit der Kosten von den Kostendeckungsfaktoren soll am Beispiel der Fertigungsgesamtkosten für Baden-Württemberg und die Schweiz untersucht werden.

Für das Teilnehmerkollektiv des baden-württembergischen Betriebsvergleiches "Betriebe mit 90 % Nadelholzanteil und mehr" wurde für die Jahre 1970 - 1979 jährweise folgender lineare Ansatz (1) mit ausschließlich quantitativen Faktoren geprüft:

$$y_{31, 14/6} = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{18} + x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{26}, x_{27}, x_{28}, x_{29}, x_{30}) \quad 1)$$

Tabelle 44 zeigt jährweise die Anzahl der regressionsanalytisch untersuchten Betriebe, die jeweils signifikanten Faktoren und die erhaltenen Bestimmtheitsmaße. Geordnet nach der Häufigkeit des Auftretens sind folgende Faktoren von Einfluß auf die Fertigungskosten:

- die technische Arbeitsproduktivität mit ihrem Kehrwert bzw. der effektiv geleistete Stundenaufwand (x_{29} , 10 mal),
- der durchschnittliche Stundenlohn (x_{30} , 8 mal),
- der Anteil an Blochware (x_{16} , 5 mal),
- der Anteil an Vorratskantholz (x_{15} , 3 mal),
- der Anteil an Kreuzrahmen (x_{21} , 2 mal).
- die durchschnittliche Grundmeßzahl (x_1 , 1 mal),
- der Anteil an C/C* (x_2 , 1 mal),
- der Anteil an Schadholz (x_3 , 1 mal),
- der Anteil an Brettern II/III breit (x_{18} , 1 mal),
- der Anteil an Brettern II/III breit u. schmal ($x_{18} + x_{19}$, 1 mal),

1) Die Variablen können in Kapitel 2.4 und 4.3.3 nachgelesen werden.

- der Anteil an Bretter IV (x_{20} , 1 mal),
- der Anteil an Latten (x_{22} , 1 mal) und
- der Anteil an Lohnschnitt (x_{27} , 1 mal).

Tabelle 44: Regressionen - Fertigungskosten - Baden-Württemberg
1970 - 1979 (Ansatz 1)

Stratum: NH-Anteil ≥ 90 %; quantitative Faktoren

1	2	3																				4	
Jahr	Anzahl Betriebe	SIGNIFIKANTE FAKTOREN																				B-Wert	
		x ₁	x ₂	x ₁	x ₄	x ₁₄	x ₁₅	x ₁₆	x ₁₇	x ₁₈	x ₁₉	x ₁₈ +x ₁₉	x ₂₀	x ₂₁	x ₂₂	x ₂₃	x ₂₄	x ₂₅	x ₂₆	x ₂₇	x ₂₈		x ₂₉
1970	39	-	-	x	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	x	x	0,64
1971	44	x	x	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,72
1972	32	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	0,76
1973	48	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,47
1974	56	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,50
1975	56	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,67
1976	48	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,56
1977	55	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	x	x	0,71
1978	51	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	x	x	0,54
1979	53	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	x	x	-	-	-	-	-	x	x	0,62

x = signifikant - = nicht signifikant

Der Kehrwert der technischen Arbeitsproduktivität (x_{29}) und der durchschnittliche Stundenlohn (x_{30}) sind die mit Abstand am häufigsten vertretenen signifikanten Variablen, gefolgt vom Anteil an Blochware (x_{16}). In keinem der Jahre waren von signifikantem Einfluß die Betriebsgröße (x_4), der Anteil an Listenbauholz (x_{14}), der Anteil an Bretter II/II schmal (x_{19}), der Anteil an Kürzungslatten (x_{23}), der Anteil an Kürzungsbrettern (x_{24}), der Anteil an sonstigen Schnitthölzern (x_{25}) und der Anteil an anderen Holzarten (x_{26}).

Die B-Werte der Regression bewegen sich zwischen 0,47 und 0,76 und lassen bereits überwiegend recht straffe Zusammenhänge erkennen.

In einem zweiten Schritt wurde für die Jahre 1975 - 1979 der vorgenannte Ansatz verändert mit dem Ziel, die Anzahl der Betriebe zu erhöhen und weitere Faktoren zur Varianzerklärung heranziehen zu können. Wir schieden den die Anzahl der Betriebe begrenzenden Faktor "Bretter II/III breit und schmal" aus und erweiterten den vorgenannten Ansatz um quantitative Faktoren, wie den Einzelschnitt (x_7), den Anteil der effektiv geleisteten Arbeitsstunden an den Gesamtstunden (x_{12}) als Indikator für den Beschäftigungsgrad und den Anteil an örtlichem Absatz (x_{34}). Zugleich wurden die qualitativen Faktoren zur Betriebsstruktur, wie reines Sägewerk (x_{6RS}) und Sägewerke mit Weiterverarbeitung (x_{6MW}), sowie zur Unternehmertätigkeit, wie keine Mitarbeit (x_{9UK}), Mitarbeit (x_{9UM}) und Mitarbeit auch in der Produktion (x_{9UP}), in die Regression einbezogen.

Tabelle 45 zeigt für Ansatz (2) die Zahl der regressionsanalytisch untersuchten Betriebe, die signifikanten bzw. nicht signifikanten Faktoren, den B-Wert, den Durbin-Watson-Test und den schematisierten Residualplot.

Tabelle 45: Regressionen - Fertigungskosten - Baden-Württemberg 1975 - 79
(Ansatz 2)
Stratum: NH-Anteil ≥ 90 %; quantitative und qualitative Faktoren

1	2	3																														4	5	6
Jahr	Anzahl Betriebe	SIGNIFIKANTE FAKTOREN																														B- Wert	Durbin- Watson	Residual- plot
		x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	x _{6RS}	x _{6MW}	x ₇	x _{9UK}	x _{9UM}	x _{9UP}	x ₁₂	x ₁₄	x ₁₅	x ₁₆	x ₁₇	x ₁₈	x ₁₉	x ₂₀	x ₂₁	x ₂₂	x ₂₃	x ₂₄	x ₂₅	x ₂₆	x ₂₇	x ₂₈	x ₂₉	x ₃₀	x ₃₄				
1975	57	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,67	2,05	
1976	53	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	x	x	x	-	0,68	1,68 1,41...1,77	
1977	59	-	-	-	-	-	-	x	x	x	-	-	-	-	x	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	x	-	-	0,74	2,22	
1978	56	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	-	-	x	-	-	x	x	-	-	-	-	-	-	x	x	-	-	0,73	1,91	
1979	59	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	x	-	-	x	x	-	-	-	x	-	x	-	-	-	-	-	x	x	-	-	0,70	1,58 1,55...1,62	

x = signifikant - = nicht signifikant

Kostendeckungsfaktor	1975	1976	1977	1978	1979	Σ	Kombinationsrang
technische Arbeitsproduktivität (x_{29})	0,54 (1)	0,44 (1)	0,56 (1)	0,42 (1)	0,53 (1)	2,49 5	1
durchschnittlicher Stundenlohn (x_{30})	-	0,13 (2)	0,08 (2)	0,07 (3)	0,02 (5)	0,30 22	2
Beschäftigungsgrad (x_{12})	0,03 (5)	-	-	0,17 (2)	0,04 (2)	0,24 27	3
Anteil Blochware (x_{16})	0,07 (2)	-	0,03 (5)	-	0,02 (6)	0,12 33	4
Anteil örtlicher Absatz (x_{34})	0,03 (4)	0,05 (3)	-	-	-	0,08 37	5
Anteil Latten (x_{22})	-	-	-	0,03 (4)	0,04 (3)	0,07 37	6
Unternehmertätigkeit - UK (x_9)	-	-	0,03 (4)	-	-	0,07	7
- UM	-	-	0,04	-	-	43	
- UP	-	-	(3)	-	-		
Bretter II/III breit (x_{18})	-	0,04 (4)	-	-	-	0,04 44	8
Bretter und Dilen (x_{17})	-	-	-	-	0,03 (4)	0,03 44	9
Anteil Lohnschnitt (x_{27})	-	0,02 (5)	-	-	-	0,02 45	10
Bretter II/III schmal (x_{19})	-	-	-	0,02 (5)	-	0,02 45	11
Kürzungslatten (x_{23})	-	-	-	0,02 (6)	-	0,02 46	12
Anteil Kürzungsbretter (x_{24})	-	-	-	-	0,02 (7)	0,02 47	13

[illegible]

Eine höhere Anzahl von Betrieben, stabile B-Werte auf hohem Niveau zwischen 0,67 und 0,74, sowie Durbin-Watson-Kennwerte und Residualplots, die auf keine eindeutigen Autokorrelationen schließen lassen, sind Kennzeichen dieser Regressionen. Die Autokorrelationstendenz, die 1979 anklingt, kann vermutlich mit der Beschränkung des Kollektives im oberen technischen Arbeitsproduktivitätsbereich begründet werden. Jedenfalls deuten spätere Untersuchungen darauf hin. Gegenüber Ansatz (1) entfallen schwer erklärbare und unplausible Vorzeichen, wie z.B. der negative Einfluß des Faktors Schadholtz (1970) und der positive Einfluß des Faktors Anteil an Vorratskantenholz (1970, 1974).

Kombiniert man die Häufigkeit des Auftretens eines Faktors mit der partiellen Streuungserklärung bzw. mit der Rangfolge des Regressionseintrittes in den entsprechenden Jahren und summiert den partiellen B-Wert bzw. die Rangfolgen auf, dann ergeben sich für den betrachteten Zeitraum die in Tabelle 46 aufgeführten Kombinationsränge.

Als entscheidende Variable zur Varianzerklärung der Fertigungskosten tritt die technische Arbeitsproduktivität auf. Mit einem Abstand folgt dann der durchschnittliche Stundenlohn und der Beschäftigungsgrad vor dem Anteil an Blochware, dem Anteil an örtlichem Absatz und dem Anteil an Latten. Nur jeweils einmal vertreten folgen auf den Rängen 7 - 13 die Unternehmertätigkeit, der Anteil an Bretter II/III breit, der Anteil an Bretter und Dielen, der Anteil an Lohnschnitt, der Anteil an Bretter II/III schmal, der Anteil an Kürzungslatten und der Anteil an Kürzungsbrettern.

Nach dieser Klassifizierung können für den Zeitraum 1975 - 1979 für die signifikanten Kostendeckungsfaktoren folgende Beziehungen mit den Fertigungskosten festgehalten werden (vgl. hierzu Tab. 47; die Regressionskoeffizienten gelten jeweils für den letzten Regressionsschritt im entsprechenden Jahr):

Tabelle 47: Fertigungskosten - Baden-Württemberg - partielle Regressionskoeffizienten im letzten Schritt des entsprechenden Jahres (1975 - 1979)

Kostendeckungsfaktor	partieller Regressionskoeffizient				
	1975	1976	1977	1978	1979
Kehrwert der technischen Arbeitsproduktivität (x_{29})	+ 8.342	+ 8.263	+ 9.966	+ 8.971	+ 11.150
durchschnittlicher Stundenlohn (x_{30})	-	+ 4.233	+ 3.720	+ 3.533	+ 2.393
Beschäftigungsgrad (x_{12})	- 0.742	-	-	- 1.357	- 0.817
Blochware (x_{16})	+ 0.915	-	+ 0.464	-	+ 0.695
örtlicher Absatz (x_{34})	+ 0.079	+ 0.080	-	-	-
Latten (x_{22})	-	-	-	+ 0.504	+ 0.489
Unternehmertätigkeit - UK	-	-	-	-	-
(x_9)	-	-	- 6.597	-	-
UM	-	-	- 8.447	-	-
UP	-	-	-	-	-
Bretter II/III breit (x_{18})	-	+ 0.193	-	-	-
Bretter u. Dielen (x_{17})	-	-	-	-	+ 0.176
Lohnschnitt (x_{27})	- 0.677	-	-	-	-
Bretter II/III schmal (x_{19})	-	-	-	+ 0.190	-
Kürzungslatten (x_{23})	-	-	-	+ 0.642	-
Kürzungsbretter (x_{24})	-	-	-	-	+ 0.641

- Die Fertigungskosten sinken mit steigender technischer Arbeitsproduktivität degressiv,
- die Fertigungskosten steigen überproportional mit steigendem durchschnittlichen Stundenlohn,
- mit steigendem Beschäftigungsgrad sinken die Fertigungskosten im vorliegenden Bereich linear,
- mit zunehmendem Anteil an Blochware steigen die Fertigungskosten,
- mit zunehmendem Anteil an örtlichem Absatz steigen die Fertigungskosten geringfügig,
- wachsender Anteil an Latten hat steigende Fertigungskosten zur Folge.

Die weiteren signifikanten Einflüsse können nur jahrspezifisch unter Berücksichtigung und Kenntnis des jeweiligen Interkorrelationsgefüges interpretiert werden. Dennoch lassen sich folgende Tendenzen festhalten:

- Die höchsten Fertigungskosten weisen Betriebe auf, in denen der Unternehmer nicht mittätig ist. Wesentlich niedriger liegen die Fertigungskosten bei den Betrieben, in denen der Unternehmer mitarbeitet, noch niedriger sind sie in den Betrieben, in denen der Unternehmer auch in der Produktion mittätig ist.
- Steigender Anteil an Bretter II/III als Nebenerzeugnis erhöht die Fertigungskosten (vielleicht ist dies ein Hinweis auf die Engpaßmaschine Doppelsäumer).
- Der positive Einfluß des Anteils an Bretter und Dielen scheint nicht ohne weiteres plausibel und dürfte wiederum auf Abgrenzungsfehler hindeuten.
- Mit zunehmendem Anteil an Lohnschnitt sinken die Fertigungskosten.
- Steigender Anteil an Nebenerzeugnissen, wie Bretter II/III schmal sowie Kürzungslatten und Kürzungsbretter, erhöhen die Fertigungskosten. Dies kann als weiterer Hinweis auf einen Engpaß an Nebenstellen gewertet werden.

Für die Schweiz wurden alle Betriebe nach folgendem Ansatz (3) mit allen im Betriebsvergleich ausgewiesenen quantitativen und qualitativen Faktoren untersucht:

$$y_{33, 7/6} = f(x_{1L}, x_{1T}, x_{2OR}, x_{2MR}, x_{3RS}, x_{3MW}, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_{9G}, x_{9GB}, x_{9BBS}, x_{10}, \frac{1}{x_{10}}, x_{11}) \quad 1)$$

In Tabelle 48 sind wiederum jahrweise die Anzahl der regressionsanalytisch untersuchten Betriebe, die signifikanten bzw. nicht signifikanten Faktoren, der D-Wert, der Durbin-Watson-Kennwert und der schematisierte Residualplot dargestellt. Die B-Werte liegen zwischen 0,61 und 0,88 und sind als außerordentlich hoch zu bezeichnen. Der Durbin-Watson-Testwert und der Residualplot sind in den meisten Jahren zu akzeptieren. Geordnet nach der Häufigkeit des Auftretens konnte bei folgenden Faktoren ein Einfluß auf die Fertigungskosten nachgewiesen werden:

- der technischen Arbeitsproduktivität mit ihrem Kehrwert (x_{10} , 9 mal); mit steigender technischer Arbeitsproduktivität sinken die Fertigungskosten degressiv,
- der qualitativen Variablen Betriebsstruktur (x_3 , 4 mal); reine Sägewerke haben geringere Fertigungskosten als Sägewerke mit Weiterverarbeitung,
- dem qualitativen Faktoren Langholz oder Trämel (x_1 , 2 mal); überwiegende Langholzverarbeitung hat gegenüber überwiegender Trämelverarbeitung höhere Fertigungskosten zur Folge,
- der Betriebsgröße (x_4 , 2 mal); mit zunehmender Betriebsgröße sinken die Fertigungskosten,
- dem Anteil an Kantholz (x_5 , 2 mal); die Fertigungskosten werden mit wachsendem Anteil an Kantholz niedriger,

1) Die Variablen können in Kap. 2.4 und 4.3.3 nachgelesen werden.

- dem Anteil an Parallelbrettern in Vor- und Nachschnitt (x_6 , 2 mal); steigender Anteil an Parallelbrettern in Vor- und Nachschnitt hat steigende Fertigungskosten zur Folge,
- der Maschinenausstattung - Blockbandsäge (x_{9BBS} , 2 mal); reine Blockbandsägewerke haben gegenüber Gatter- bzw. kombinierten Sägewerken geringere Fertigungskosten,
- der qualitativen Variablen Holz in Rinde - Holz ohne Rinde (x_2 , 1 mal); die Fertigungskosten sind bei Betrieben mit überwiegendem Anteil an entrindetem Holz niedriger als bei Betrieben mit überwiegendem Anteil an Holz in Rinde,
- dem Anteil an unbesäumter Klotz, später besäumter (x_7 , 1 mal); steigt der Anteil unbesäumter Klotzware bzw. später besäumter Schnittsortimente, dann sinken die Fertigungskosten,
- dem Anteil an Spezialsortimenten (x_8 , 1 mal); wachsender Anteil an Spezialsortimenten scheint die Fertigungskosten zu erniedrigen,
- den Stundenlöhnen der Arbeiter inklusive Lohnnebenkosten (x_{11} , 1 mal); die Fertigungskosten steigen überproportional mit zunehmendem durchschnittlichen Stundenlohn.

Nie von signifikantem Einfluß war die qualitative Variable Maschinenausstattung mit den Merkmalsausprägungen Gatter bzw. die Kombination von Gatter und Blockbandsäge.

Die Einflußgewichte der einzelnen Faktoren sind für den jeweils letzten Regressionsschritt eines Jahres in Tabelle 49 dargestellt.

Gemessen an dem zur Erklärung der Variabilität der Fertigungskosten geleisteten Betrag ist in Baden-Württemberg und in der Schweiz die technische Arbeitsproduktivität der wichtigste Kostendeckungsfaktor. Sie ist in beiden Betriebsvergleichen in jeder Querschnittsanalyse vertreten. Mit Hilfe dieses Faktors können bereits für praktische Zwecke die Fertigungskosten

Tabelle 49: Fertigungskosten - Schweiz - partielle Regressionskoeffizienten im letzten Schritt des entsprechenden Jahres (1970 - 1978)

Kostendeckungsfaktor	partieller Regressionskoeffizient								
	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Kehrwert der technischen Arbeits- produktivität (x_{10})	+8.006	+9.436	+8.968	+10.055	+11.515	+10.619	+10.183	+10.376	15.757
Betriebsstruktur RS	-	-	-7.471	-	-	-	- 6.685	- 7.576	- 4.103
MW	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Langholz (x_{1L})	-	+8.054	+4.270	-	-	-	-	-	-
Trämel (x_{1T})	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Betriebsgröße (x_4)	-	-	-	-	-	-	- 0.004	- 0.002	-
Anteil Kantholz (x_5)	-	-	-	-	-	- 0.214	- 0.341	-	-
Parallelbretter im Vor- und Nachschnitt (x_6)	+0.113	+0.113	-	-	-	-	-	-	-
Blockbandsäge (x_{9BS})	-	-6.270	-6.301	-	-	-	-	-	-
Holz in Rinde (x_{2MR})	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Holz ohne Rinde (x_{2OR})	-	-	-	-	-	- 8.166	-	-	-
Unbesäumter Klotz später besäumte (x_7)	-	-	-	-	-	-	-	-	- 0.216
Spezialsortimente (x_8)	-	-	-	-	-	-	- 1.850	-	-
Stundenlöhne der Arbeiter incl. LNK (x_{11})	-	-	-	+ 1.198	-	-	-	-	-

schon recht zuverlässig geschätzt werden. Die technische Arbeitsproduktivität ist im übrigen in beiden Betriebsvergleichen ein weitgehend vergleichbarer Kennwert und erlaubt deshalb, strukturelle Tendenzen länderübergreifend aufzudecken. Niveauverschiebungen dürften in erster Linie auf Erhebungsdivergenzen bei den Primärdaten, auf eine verschiedene Interpretation der Fertigungskosten und auf Währungsdifferenzen zurückzuführen sein.

Auf die Frage, wie treffsicher die Fertigungskosten sich über die technische Arbeitsproduktivität schätzen lassen, sei näher eingegangen. Am Beispiel des Jahres 1979 für Baden-Württemberg und 1978 für die Schweiz werden zunächst die zu Querschnittsanalysen und Prognosen geeigneten Funktionen gesucht.

Für Baden-Württemberg stehen 87 Betriebe zur Verfügung. Die geprüften Funktionen (I - VI) sind in Tabelle 50 dargestellt. Abbildung 51 zeigt die Kurvenverläufe im Vergleich untereinander, Abbildung 52 die Ausgleichskurven der Originaldaten.

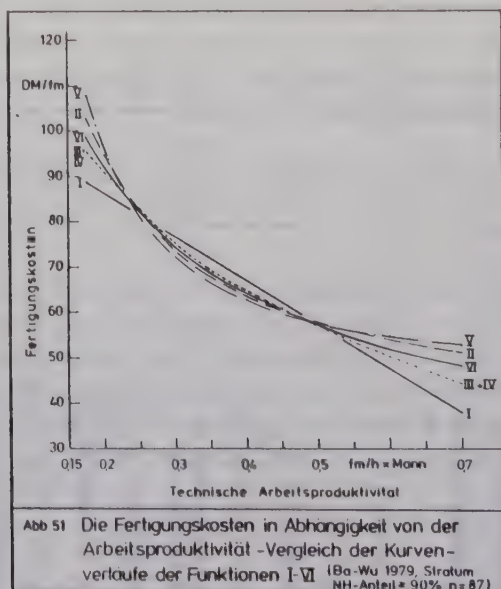
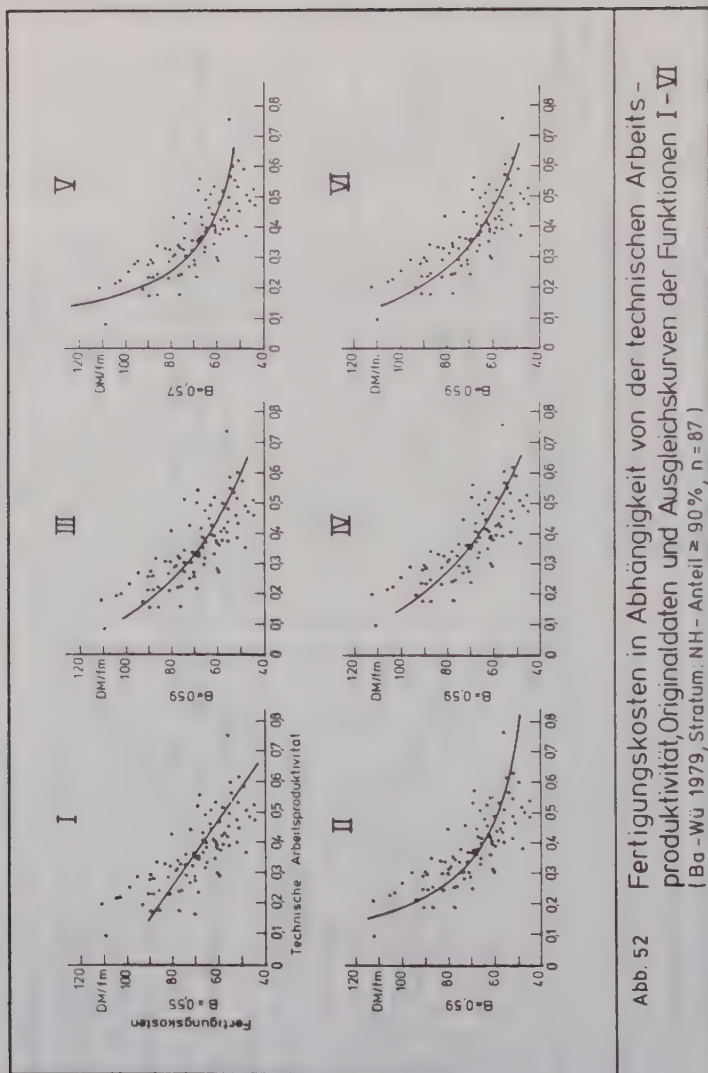


Tabelle 50: Vergleich der Regressionen Baden-Württemberg
Fertigungskosten (DM/fm) in Abhängigkeit von der technischen Arbeitsproduktivität (fm/h . Mann) 1979
Stratum: NH-Anteil 2 90%

INFORMATIONEN	FUNKTIONEN						
	Regressoren - Umwandlung				Zielgrößentransformation		
	I	II	III	IV	V	VI	
1 Regressorenart	TECHNISCHE ARBEITSPRODUKTIVITÄT						
2 Funktionstyp der technischen Arbeitsproduktivität bzw. bei Zielgrößentransformation der Funktion	linear TAP	$\frac{1}{TAP}$	log TAP	$\log \frac{1}{TAP}$	Exponential- funktion (ln) $\frac{1}{TAP}$	Potenzfunktion log TAP	
3 Anzahl Betriebe (n)	87	87	87	87	87	87	
4 Kennwert der Regressionen in Step 1	1	1	1	1	1	1	
4.1 Bestimmtheitsmaß	0,549 	0,586 	0,594 	0,594 	0,575 	0,594 	
4.2 Residualplot (schematisiert)	nicht akzeptabel 1,93	beschränkt akzeptabel 1,82	beschränkt akzeptabel 1,91	beschränkt akzeptabel 1,91	nicht akzeptabel 1,77	beschränkt akzeptabel 1,83	
4.3 Durbin-Watson-Test d	-	9,45	9,36	9,36	-	0,05786	
4.4 Standardabweichung S_{RES}	-	14,61	14,61	14,61	-	0,09026	
4.5 Standardabweichung $S_{Zielgröße}$	-	64,7	64,1	64,1	-	62,9	
4.6 Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielgröße}}$	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	
4.7 Schrittfolge							



Die B-Werte liegen zwischen 0,55 und 0,59. Funktion I und V wurden sofort ausgeschieden (niedriger B-Wert, erheblich verzerrte Residuen, bei V Abweichung des Durbin-Watson-Wertes). Die verbleibenden Funktionen sind hinreichend akzeptabel und unterscheiden sich in den Kennwerten nur geringfügig. Sie lassen sich wie folgt beurteilen:

- III und IV schätzen identisch, führen im mittleren Bereich zu höheren Werten als II und VI, neigen hingegen in den Randbereichen funktionsbedingt eher zur Unterschätzung.
- II und VI, die etwa schätzgleich sind, tendieren im mittleren Bereich zur Unterschätzung, liegen aber in den Randbereichen höher, insbesondere II.

Für prognostische Zwecke muß über den beobachteten TAP-Bereich hinaus extrapoliert werden. Aus der Sicht der Praxis dürften sodann Funktionen zu empfehlen sein, die in den Randbereichen "vorsichtig" schätzen, d.h. eher zu höheren Werten neigen. Aus diesem Grunde und wegen des geringen rechentechnischen Aufwandes wurde Funktion II bevorzugt.

Für die Schweiz ergibt sich nach Tabelle 51 folgendes Bild: Die Bestimmtheitsmaße aller Regressionen liegen auf deutlich höherem Niveau als in Baden-Württemberg und schwanken um 0,77 bis 0,83. Die Residualpunktwolke ist vermutlich infolge der geringen Zahl der Beobachtungen ($n = 32$) in allen Funktionen recht schwierig zu beurteilen. Dennoch bietet sich Funktion II als beste an. Mit einem B-Wert von 0,83, einem Residualplot, der ein relativ homogenes paralleles Band mit nur gering gebogener Abweichung zeigt, und einem Durbin-Watson-Kennwert von 2 schafft sie die besten statistischen Voraussetzungen für eine praxisnahe Anwendung. Die Standardabweichung der Zielgröße wird über diese Funktion um weit mehr als die Hälfte reduziert. Es ist zu erwarten, daß die Funktion, insbesondere bei weiter steigender Arbeitsproduktivität, einigermaßen treffsicher ist.

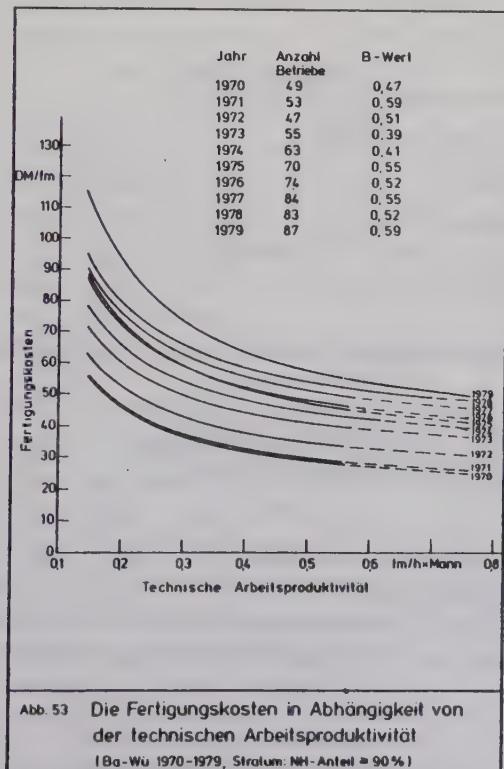
Tabelle 51: Vergleich der Regressionen Schweiz

Fertigungskosten (sfr/fm) in Abhängigkeit von der technischen Arbeitsproduktivität (f_m/h . Mann) 1978

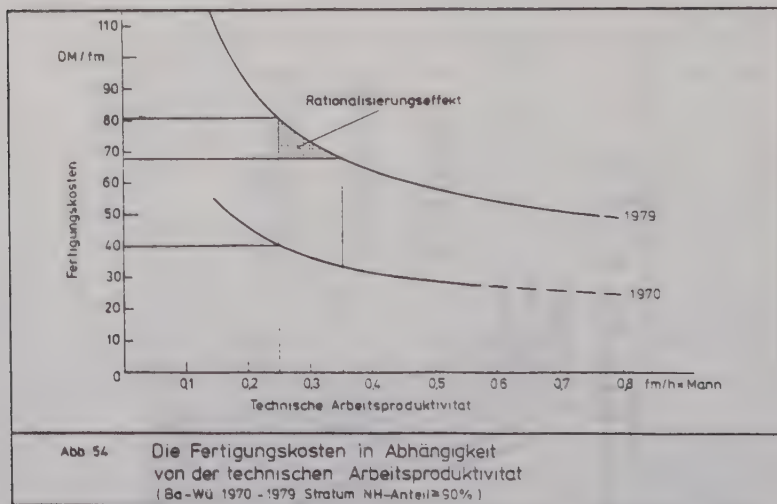
INFORMATIONEN		FUNKTIONEN					
		Regressoren-Umwandlung				Zielgrößentransformation	
		I	II	III	IV	V	VI
TECHNISCHE ARBEITSPRODUKTIVITÄT							
1	Regressorenart						
2	Funktionstyp der technischen Arbeitsproduktivität bzw. bei Ziel-TAP größentransformation der Funktion	linear	$\frac{1}{TAP}$	log TAP	$\log \frac{1}{TAP}$	Exponentialfunktion (ln) TAP	Potenzfunktion log TAP
3	Anzahl Betriebe (n)	32	32	32	32	32	32
4	Kennwert der Regressionen in Step 1	1	1	1	1	1	1
4.1	Bestimmtheitsmaß	0,782	0,825	0,823	0,823	0,774	0,792
4.2	Residualplot (schematisiert)						
4.3	Durbin-Watson-Test d	2,14	2,00	2,10	2,10	2,23	2,19
4.4	Standardabweichung S_{RES}	9,62	8,61	8,67	8,62	-	0,04725
4.5	Standardabweichung $S_{Zielgröße}$	20,27	20,27	20,27	20,27	-	0,10188
4.6	Quotient $\frac{S_{RES}}{S_{Zielgröße}}$	47,5	42,5	42,8	42,8	-	44,9
4.7.	Schrittfolge	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE

Für Baden-Württemberg und die Schweiz scheinen demnach für Querschnittsanalysen und für Prognosezwecke die relativ einfachen Funktionen II einen praxisgerechten Kompromiß zwischen Treffsicherheit, Praktikabilität und Plausibilität zu bilden.

Für Baden-Württemberg ist in Abb. 53 die Beziehung zwischen Fertigungskosten und technischer Arbeitsproduktivität mit B-Wert und Anzahl der Betriebe für das Kollektiv "Betriebe mit einem Nadelholzanteil von 90 % und mehr" im Jahrzehnt 1970 - 1979 jährweise dargestellt. Es wird eine relativ stetige Kostenentwicklung deutlich. Ausnahmen bilden die Jahre 1971 und 1976; in diesen beiden Jahren stagnierten die Kosten. Die Jahre 1975 und 1979 sind insbesondere im unteren technischen Arbeitsproduktivitätsbereich durch Kostenschübe gekennzeichnet.



Der Vergleich der Beziehung zwischen Fertigungskosten und technischer Arbeitsproduktivität 1970 und 1979 erlaubt eine Aussage zum "Rationalisierungseffekt" im Durchschnitt der baden-württembergischen Teilnehmer am Betriebsvergleich. Hierzu dient Abb. 54: Die untere Kurve für 1970 verläuft relativ flach und nähert sich - parallel zur Abszisse - recht schnell asymptotisch einem Grenzwert. In diesem Jahr brachte eine Steigerung der technischen Arbeitsproduktivität eine relativ geringe Ersparnis bei den Fertigungskosten. Die Kurve für 1979 verläuft im unteren Bereich der technischen Arbeitsproduktivität steiler und die asymptotische Tendenz tritt im oberen Produktivitätsbereich später ein, d.h. eine Steigerung der technischen Arbeitsproduktivität macht sich am Ende des Jahrzehnts durch höhere Kostenersparnis bemerkbar.



Gleichzeitig wird aber auch deutlich, daß es der Sägeindustrie trotz Rationalisierung nicht möglich war, die in diesem Jahrzehnt eingetretenen Kostensteigerungen aufzufangen, sie konnte lediglich einen Teil der Kostensteigerungen kompensieren. Die

Größenordnung dieses Rationalisierungseffektes wollen wir am Beispiel eines 1970 etwa im Durchschnitt liegenden Betriebes mit einer technischen Arbeitsproduktivität von 0,25 fm/h·Mann und Fertigungskosten von etwa 40 DM/fm abschätzen. In der ersten Alternative gehen wir davon aus, daß über den gesamten Zeitraum die technische Arbeitsproduktivität unverändert bleibt. In diesem Falle hätten sich die Kosten bis 1979 mehr als verdoppelt; sie würden bei etwa 82 DM/fm liegen. Bei der zweiten Alternative nehmen wir an, daß über Rationalisierung die technische Arbeitsproduktivität etwa wie im Branchendurchschnitt um 0,1 fm/h·Mann erhöht werden konnte. In diesem Fall lagen die Fertigungskosten 1979 bei rund 68 DM/fm. Demnach entspricht der Rationalisierungseffekt einer Kostenersparnis von 14 DM/fm bzw. 21 %.

Der über den gesamten Beobachtungszeitraum relativ gleichmäßige Einfluß der Zeit und der recht straffe Zusammenhang zwischen den Fertigungskosten und der technischen Arbeitsproduktivität geben Anlaß zu einer modellhaften Prognoserechnung. Folgende Prämissen sollen gelten:

1. Basis für die Prognoserechnung für Baden-Württemberg sind 665 Betriebe der Jahre 1970 - 1979 (= Summe der Teilnehmer) mit einem Nadelholzanteil von 90 % und mehr. Basis für die Schweiz bilden 281 Betriebe der Jahre 1970 - 1978.
2. Die Daten werden jeweils mit Hilfe der vorerwähnten Funktion II prognostiziert.
3. Der Zeiteinfluß wird für den Prognosezeitraum als linear unterstellt.

Sodann lautet die Prognosefunktion:

$$y = a + b_1 \left(\frac{1}{TAP} \right) + b_2 (\text{Jahr})$$

1. für Baden-Württemberg

$$a = - 7730,38$$

$$b_1 = 7,908$$

$$b_2 = 3,929$$

$$B = 0,68$$

$$DW = 1,62$$

2. für die Schweiz

$$a = - 1189,07$$

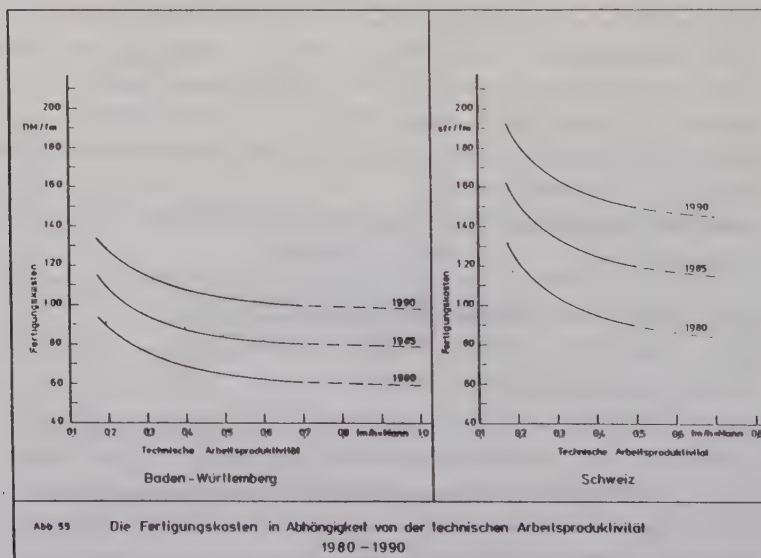
$$b_1 = 11,289$$

$$b_2 = 6,039$$

$$B = 0,71$$

$$DW = 1,50$$

In Abb. 55 sind die Ergebnisse bis 1990 für Baden-Württemberg und die Schweiz graphisch dargestellt. Die absoluten Kostenwerte sind in diesem Zusammenhang von untergeordneter Bedeutung, vielmehr interessieren die Tendenzen: Bei den zugrundeliegenden Kostensteigerungen wird es selbst mit höheren Zuwachsraten der technischen Arbeitsproduktivität nicht gelingen, den Aufwärtstrend der Fertigungskosten zu stoppen oder wenigstens entscheidend zu bremsen. Dies trifft in Baden-Württemberg in prinzipiell gleicher Weise zu wie in der Schweiz.



6.3 Beziehungen zwischen Kostendeckungsfaktoren

Beziehungen zwischen Kostendeckungsfaktoren werden am Beispiel eines multifunktionalen Faktors, nämlich der technischen Arbeitsproduktivität aufgezeigt. Die technische Arbeitsproduktivität hat sich im übrigen bezüglich der Kostenanalysen als der entscheidende Kostendeckungsfaktor herausgestellt. Vom theoretischen Standpunkt ebenso wie für praktische Zwecke ist es von Interesse, welche Faktoren die technische Arbeitsproduktivität bestimmen.

Man kann davon ausgehen, daß die durchschnittliche technische Arbeitsproduktivität eines Sägewerkes, das aus Nadelrundholz (überwiegend Fichte und Tanne) raue Schnittwaren herstellt, vor allem von folgenden Faktoren abhängt:

- 1) Beschäftigungsgrad,
- 2) Mechanisierungsgrad,
- 3) Einschnittechnologie (Produktionsverfahren),
- 4) Rundholzstärke und Rundholzbeschaffenheit,
- 5) Produktionsprogramm,
- 6) Einschnittart,
- 7) Arbeitsorganisation,
- 8) Leistungsniveau der Belegschaft,
- 9) Betriebsgröße.

Die Betriebsvergleiche bieten hierzu folgende Informationen:

Baden-Württemberg	Schweiz
ad 1) hilfswise über den Anteil der effektiv geleisteten Arbeitsstunden an den Gesamtstunden (x_{12})	keine Information
ad 2) Hilfskennziffern für ökonomische Mechanisierungsgrade ($a_1 - a_3$)	hilfswise die Gruppe III der kalkulatorischen Kosten; im wesentlichen aus AfA für Maschinen zusammengesetzt

Baden-Württemberg	Schweiz
ad 3) keine Information	Maschinenausstattung (x_9)
ad 4) indirekt erfaßt über die rundholzabhängigen Faktoren ($x_1 - x_3$)	teilweise erfaßt über die rundholzabhängigen Faktoren ($x_1 - x_2$)
ad 5) } betriebsabhängige Faktoren ad 6) } ($x_{14} - x_{27}$) Anteil Einfach-, Doppelschnitt (x_7, x_8)	betriebsabhängige Faktoren ($x_5 - x_8$)
ad 7) keine Information	keine Information
ad 8) allenfalls näherungsweise über den durchschnittlichen Stundenlohn (x_{30})	allenfalls näherungsweise über den durchschnittlichen Stundenlohn (x_{11})
ad 9) Betriebsgröße (x_4)	Betriebsgröße (x_4)

Im Verlauf der regressionsanalytischen Untersuchungen wurde auch geprüft, ob ggf. andere, in den Betriebsvergleichen ausgewiesene Faktoren, zusätzliche Beiträge zur Erklärung der Variabilität der technischen Arbeitsproduktivität leisten können.

Am Beispiel des Jahres 1978 soll nun für Baden-Württemberg und die Schweiz gezeigt werden, welche Faktoren die technische Arbeitsproduktivität bestimmen und welche Faktoren für eine länderübergreifende Analyse hinreichend genaue Vergleiche zulassen.

Für Baden-Württemberg wurde für das Kollektiv "alle Betriebe" folgender lineare Grundansatz mit rundholz-, betriebs- und betriebs- und standortabhängigen Faktoren geprüft:

$$x_{28} = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_{6RS}, x_{6MW}, x_7, x_{9UP}, x_{9NUP}, x_{12}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}, x_{22}, x_{23}, x_{24}, x_{25}, x_{26}, x_{27}, x_{34}, a_1, a_2, a_3) \quad 1)$$

1) $x_{9NUP} \hat{=}$ keine Mitarbeit in der Produktion; die übrigen Variablen können in Kap. 2.4 nachgelesen werden.

Bei diesem Funktionsansatz stehen 60 Betriebe zur Verfügung. Bei den rundholzabhängigen Faktoren treten keine signifikanten Primärkorrelationen (= einfache Korrelationskoeffizienten) mit der technischen Arbeitsproduktivität auf, wohl aber bei den betriebsabhängigen und betriebs- und standortabhängigen Faktoren: Betriebsgröße (+ 0,533)**, Mechanisierungsgrad III (+ 0,516)**, Anteil an Bretter und Dielen (+ 0,511)**, Mechanisierungsgrad I (+ 0,505)**, Anteil örtlicher Absatz (- 0,464)**, durchschnittlicher Stundenlohn (+ 0,331)**, Anteil an Listenbauholz (- 0,315)*, Anteil an Bretter IV (- 0,298)*, Anteil an Bretter II/III schmal (+ 0,275)*, Anteil an Latten (- 0,251)*. Knapp unter der Signifikanzgrenze von 95 % liegt der Anteil an Einfachschnitt (+ 0,239). Keine signifikante Korrelation kann zwischen der technischen Arbeitsproduktivität und dem Beschäftigungsgrad nachgewiesen werden. Allein diese Tatsache läßt bereits den Schluß zu, daß der im Betriebsvergleich ausgewiesene "Beschäftigungsgrad" als nicht hinreichend aussagefähig zu beurteilen ist. Auf die große Zahl von Interkorrelationen soll nicht weiter eingegangen werden.

Zur Modellbildung werden nun ausgehend von dem vorerwähnten Grundansatz und wiederum mit den Daten der Jahre 1978 verschiedene additiv verknüpfte Funktionen entwickelt. Sie sind in Tabelle 52 mit den statistischen Kenndaten vorgestellt und werden nachfolgend für Baden-Württemberg erläutert.

Funktion I

In dieser Funktion sind alle vorerwähnten Faktoren in den Regressionsaufbau einbezogen. Über die drei ersten signifikanten Variablen, die Betriebsgröße, die Betriebsstruktur und den Anteil an Bretter und Dielen können bereits 48 % der Gesamtvarianz der technischen Arbeitsproduktivität erklärt werden. Als weitere Variable treten ein der Mechanisierungsgrad III und der örtliche Absatz. Bedingt durch das Interkorrelationsgefüge wird die Betriebsgröße wieder ausgeschieden. Weitere Faktoren des Produktionsprogrammes wie der Anteil an Latten, der Anteil an anderen Holzarten und der Anteil an Kreuzrahmen, gehen ein. In der endgültigen Fassung erklären 7 Variable die Streuung der technischen Arbeitsproduktivität mit 61 %. Der Durbin-Watson-Wert liegt mit 2,05 praktisch bei 2 und ist als gut zu bezeichnen. Allerdings deutet der Residualplot auf Transformationsfehler hin.

Tabelle 52:

Vergleich der Regressionen Baden-Württemberg und Schweiz

Technische Arbeitsproduktivität (fm/h . Mann) 1978; Stratum: alle Betriebe

INFORMATIONEN	FUNKTIONEN									
	BADEN-WÜRTTEMBERG					SCHWEIZ				
	Regressoren - Umwandlung					Regressoren - Umwandlung				
1	I	II	III	IV		I	II	III		
2	quantitative und qualitative Faktoren					quantitative und qualitative Faktoren				
3	linear	mit Transformation, log Betriebsgröße	mit Transformation, log Betriebsgröße, log Mechanisierungsgrad	ohne Beschäftigungsgrad, ohne Mechanisierungsgrad, log Betriebsgröße		linear	mit Transformation, log Betriebsgröße	mit Transformation, log Betriebsgröße, log Betriebsgröße	mit Transformation, log Betriebsgröße	
4	60	60	60	65		32	32	32	33	
4.1	7	10	9	9		8	4	4	4	
4.2	0,61 1,1 nicht akzeptabel	0,68 1,1 wenig akzeptabel	0,67 1,1 wenig akzeptabel	0,70 1,1 akzeptabel		0,80 1,1 nicht akzeptabel	0,68 1,1 wenig akzeptabel	0,67 1,1 wenig akzeptabel	0,67 1,1 wenig akzeptabel	
4.3	2,05	2,11	2,13	2,00		1,79	2,05	2,10	2,10	
4.4	-	0,05480	0,05494	0,05621		-	0,0559	0,05632	0,05632	
4.5	-	0,08862	0,08862	0,09576		-	0,09158	0,09183	0,09183	
4.6	-	61,8	62,0	58,7		-	60,7	61,1	61,1	
4.7	ENDE	ENDE	ENDE	ENDE		ENDE	ENDE	ENDE	ENDE	

Funktion II

Die mit der technischen Arbeitsproduktivität höchstkorrelierte Variable, die Betriebsgröße, wird logarithmisch transformiert. Ferner gehen die Betriebsstruktur und der Anteil an Bretter und Dielen ein. Das Bestimmtheitsmaß liegt mit 52 % schon deutlich höher. Mit 10 Variablen steigt der B-Wert auf 0,68. Der Residualplot ist begradigt, weist aber nach wie vor Verzerrungen auf. Der Durbin-Watson-Test liegt bei 2,11. Zu erwähnen ist, daß durch die logarithmische Transformation das Interkorrelationsgefüge verändert wird und der Mechanisierungsgrad nicht mehr signifikant ist.

Funktion III

Es wird geprüft, ob der Logarithmus des Mechanisierungsgrades einen weiteren nennenswerten Beitrag zur Streuungserklärung der Zielgröße zu leisten vermag. In den ersten drei Regressionsschritten entwickelt sich Funktion III wie II, im vierten Step geht dann der logarithmierte Mechanisierungsgrad ein. Die 9 Faktoren umfassende Gesamtregression erklärt die Variabilität der technischen Arbeitsproduktivität mit einem B-Wert von 0,67. Mit einem Durbin-Watson-Wert von 2,13 und einer weiterhin verzerrten Residualpunktewolke ist diese Funktion ähnlich wie Funktion II zu beurteilen.

Funktion IV

Der Mechanisierungsgrad in der im Betriebsvergleich vorliegenden Form kann nicht für alle Betriebe ermittelt werden. Er wirkt also kollektivbeschränkend und zwar systematisch im oberen Betriebsgrößenbereich. Es ist zwar zu erkennen, daß die Streuung der Zielgröße über einen Mechanisierungsgrad zu erklären ist (vgl. Funktion III), aber durch ihn verbessert sich weder der B-Wert, der Residualplot noch der Durbin-Watson-Test. Die über die Korrelationsmatrix zu vermutende Tatsache straffer Interkorrelationen bestätigt sich, daß beispielsweise insbesondere der Logarithmus der Betriebsgröße und ggf. andere Faktoren diesen Einfluß nahezu subsumieren. Zur Erweiterung des Kollektives schieden wir den Mechanisierungsgrad aus, ebenso wie den für diese Untersuchungen derzeit nicht brauchbaren Beschäftigungsgrad. Das Kollektiv erhöht sich auf 65 Betriebe.

Auch in dieser Funktion erklären die drei Faktoren Logarithmus der Betriebsgröße, Betriebsstruktur und der Anteil an Bretter und Dielen in den ersten Regressionsschritten den Hauptteil der Streuung der Zielgröße ($B = 0,58$). Als nächste Variable gehen der Anteil an Blochware und der Anteil an Latten in die Regression ein. In der weiteren Funktionsentwicklung scheidet dann der Anteil an Bretter und Dielen sowie der Anteil an Blochware infolge Interkorrelationen wieder aus. Das Bestimmtheitsmaß der Regression kann in der endgültigen Fassung (Step 13) mit 9 signifikanten Regressoren auf 70,4 % gesteigert

werden. Der Durbin-Watson-Wert liegt bei 2 und auch der Residualplot ist mit geringer Verzerrungstendenz zu akzeptieren. Über die Variablen dieser Funktion scheinen die fehlenden Kennziffern zur Erklärung der technischen Arbeitsproduktivität gut substituiert zu sein.

Zusammenfassend können aus den vorgestellten Funktionen zunächst folgende Erkenntnisse abgeleitet werden: Als die drei wichtigsten Bestimmungsgründe für die technische Arbeitsproduktivität zeigen sich unter Berücksichtigung des Interkorrelationsgefüges und des derzeit zur Verfügung stehenden Datenmaterials der Logarithmus der Betriebsgröße, die Betriebsstruktur und der Anteil an Bretter und Dielen. Es deutet sich an, daß über eine den Mechanisierungsgrad treffsicher charakterisierende Kennziffer die Varianz der technischen Arbeitsproduktivität noch weitgehender erklärt werden könnte. Es ergeben sich folgende Tendenzen:

- Steigende Betriebsgröße hat steigende technische Arbeitsproduktivität zur Folge. Diese Beziehung verläuft degressiv.
- Reine Sägewerke haben in der Regel eine höhere technische Arbeitsproduktivität als Sägewerke mit Weiterverarbeitung.
- Mit zunehmendem Anteil an Bretter und Dielen erhöht sich die technische Arbeitsproduktivität.
- Mit wachsender Mechanisierung erhöht sich die technische Arbeitsproduktivität degressiv.
- Ein zunehmender Anteil an örtlichem Absatz hat sinkende technische Arbeitsproduktivität zur Folge.
- Steigender Anteil an Latten verringert die technische Arbeitsproduktivität.
- Vermehrter Anteil an anderen Holzarten läßt die technische Arbeitsproduktivität abfallen.
- Zunehmender Anteil an Kreuzrahmen erhöht die technische Arbeitsproduktivität.
- Unternehmerarbeit auch in der Produktion hat einen positiven Effekt auf die technische Arbeitsproduktivität.

- Mit steigendem Stundenlohn erhöht sich die technische Arbeitsproduktivität.
- Zunehmender Anteil an Bretter IV verschlechtert die technische Arbeitsproduktivität.
- Erhöhter Anteil an Blochware vermindert die technische Arbeitsproduktivität.
- Steigender Anteil an C/C* erhöht die technische Arbeitsproduktivität; dies ist im Zusammenhang damit zu sehen, daß auch steigender Anteil an Vorratskantholz die technische Arbeitsproduktivität erhöht.

Abschließend soll nun Funktion IV am Beispiel des fünften Regressionsschrittes näher analysiert werden. Diese Regression enthält die in Tabelle 53 aufgelisteten unabhängigen Variablen. Das Bestimmtheitsmaß erreicht 62,9 %, der Durbin-Watson-Wert ($d=2,11$) gibt keinen Hinweis auf signifikante Autokorrelation, der Residualplot zeigt unter Ausklammerung eines Extremwertes bereits relative Konstanz (Abb. 56) und die

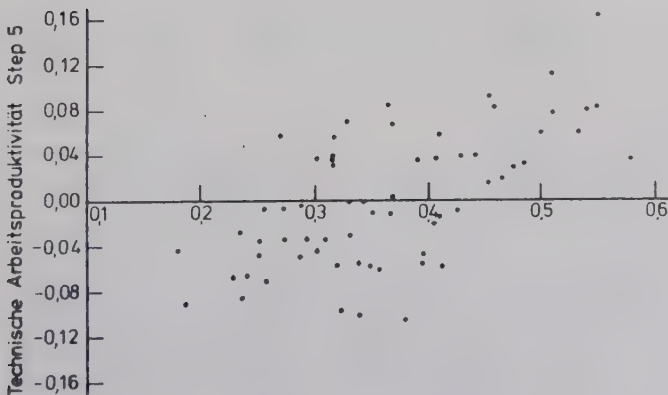


Abb. 56 Residualplot-Technische Arbeitsproduktivität
(Ba-Wü 1978, Stratum: alle Betriebe, $n=65$)

Tabelle 53: Beziehungen zwischen Kostendeckungsfaktoren

Regression: Technische Arbeitsproduktivität $f_m/h \cdot \text{Mann}$, Baden-Württemberg 1978

Stratum: alle Betriebe

$n = 65$ $S_{RES}/S_{Zielgröße} : 63,4 \%$ $F\text{-Gesamt} : 20,03$ $Konstante : -0,5064$

Lfd. Nr.	V a r i a b l e	Originäre Maß- einheit	Mittelwert und Varia- tionsbereich	B-Wert der Regression	Partieller Regressions- koeffizient	Standardfehler		F-partiell
						absolut	relativ	
0	Technische Arbeitspro- duktivität (x_{28})	$f_m/h \cdot \text{Mann}$	0,369 0,180...0,720					
1	Betriebsgröße ($\log x_4$)	f_m	(3,90) 1 372...28 223	0,453	0,22018	0,03128	14,2	49,557**
2	Betriebsstruktur - rei- nes Sägewerk (x_{6RS})	Dummy	0,42 0.....1	0,541	0,06202	0,01655	26,7	14,042**
3	Anteil Bretter + Dielen (x_{17})	%	18,11 0.....59	0,581	0,00139	0,00067	48,3	4,248**
4	Anteil Blochware (x_{16})	%	4,06 0.....19	0,681	-0,00447	0,00226	50,6	3,898**
5	Anteil Latten (x_{22})	%	4,91 0.....20	0,629	-0,00334	0,00177	53,1	3,557**

Normalverteilung der Residuen ist gewährleistet (Abb. 57).

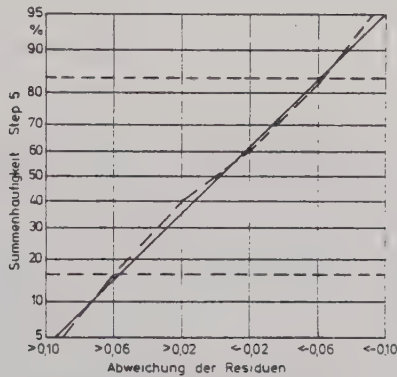


Abb. 57 Die Summenhäufigkeit der Residuen-
Technische Arbeitsproduktivität
(Ba-Wü 1978, Stratum: alle Betriebe, n=65)

Aus dieser Regression sind folgende Zusammenhänge zu erkennen (vgl. Tabelle 53):

- Betriebsgröße (x_4):

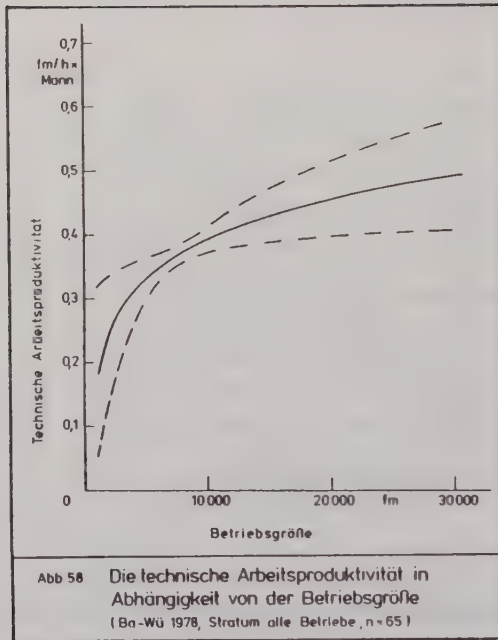
Die technische Arbeitsproduktivität steigt mit zunehmender Betriebsgröße degressiv. Diese Beziehung ist in Abb. 58 mit Vertrauensbereich ($\alpha = 5\%$) dargestellt

- Betriebsstruktur (x_6):

Reine Sägewerke haben eine höhere technische Arbeitsproduktivität; sie liegt im Durchschnitt um 0,062 fm/h·Mann höher als bei Sägewerken mit angeschlossener Weiterverarbeitung. Der relativierte Standardfehler beträgt $\pm 25,7\%$. Hinter diesem Zusammenhang dürfte sich zu einem Großteil der Beschäftigungsgrad verbergen (vgl. SCHREIBER, 1978).

- Anteil an Dielen und Bretter (x_{17}):

Steigt der Anteil an Dielen und Bretter um 10 %, so erhöht sich die technische Arbeitsproduktivität um 0,014 fm/h·Mann.



- Anteil an Blochware (x_{16}):
Steigt der Anteil an Blochware um 1 %, so fällt die technische Arbeitsproduktivität um etwa 0,005 fm/h·Mann.
- Anteil an Latten (x_{22}):
Jedes Prozent höherer Anteil an Latten vermindert die technische Arbeitsproduktivität um etwa 0,003 fm/h·Mann.

Für den praktischen Anwender kann aus der Sicht der Plausibilität die vorliegende Funktion in jeder Phase empfohlen werden. Unter dem Aspekt der Praktikabilität kann gesagt werden, daß branchentypische Zusammenhänge bereits mit einer oder zwei Variablen recht gut wiedergegeben werden können und daß die Treffsicherheit mit Aufnahme jeder weiteren Variable steigt. Etwa ab dem fünften Regressionsschritt kann das Annahmesystem

der klassischen Regression als hinreichend erfüllt angesehen werden. Abb. 59 verdeutlicht den Zusammenhang zwischen Regressionsaufwand, Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung.

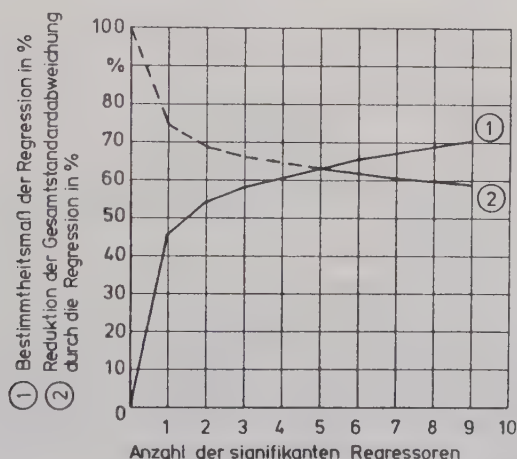


Abb. 59 Bestimmtheitsmaß und Reduktion der Gesamtstandardabweichung in Abhängigkeit von der Anzahl der signifikanten Regressoren (Technische Arbeitsproduktivität -Ba-Wü1978, Stratum: alle Betriebe)

Für die Schweiz wurde für alle Teilnehmer folgender Ansatz linear geprüft:

$$\frac{1}{x_{10}} = f(x_{1L}, x_{1T}, x_{2MR}, x_{2OR}, x_{3RS}, x_{3MW}, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{9BBS}, x_{9BG}, x_{11})$$

Bei diesem Funktionsansatz stehen 32 Betriebe zur Verfügung. Als signifikante und teilweise sehr straffe Primärkorrelation zwischen der technischen Arbeitsproduktivität und den quanti-

1) Die Variablen können in Kap. 2.4 nachgelesen werden.

tativen Kostendeckungsfaktoren stellten sich heraus: Betriebsgröße (+ 0,690)**, Mechanisierungsgrad (+ 0,437)**, Anteil Parallelbretter (+ 0,411)*, Anteil Kantholz (- 0,384)*.

Zur Modellbildung werden, wiederum ausgehend von dem vorigen Ansatz, verschiedene Funktionen vorgestellt, die aus Tabelle 52 zu entnehmen sind. Bezüglich der Funktionen I und II können wir uns kurz fassen, denn sie zeigen über den Mechanisierungsgrad derart unplausible Werte - mit steigender Mechanisierung sinkt die technische Arbeitsproduktivität -, daß sie auch sachlogischer Überlegung nicht weiter verfolgt werden. In Funktion III wird deshalb der Mechanisierungsgrad ausgeschieden. Das Kollektiv vergrößert sich auf 33 Betriebe. Die Betriebsgröße wurde aufgrund des gekrümmten Residualplots in Funktion I logarithmisch transformiert. Über den Logarithmus der Betriebsgröße, die Dummy-Variable Betriebsstruktur und Holz ohne Rinde, sowie der Maschinenausstattung Blockbandsäge kann die Streuung der technischen Arbeitsproduktivität zu 67 % erklärt werden. Der Durbin-Watson-Test ist 2,10 und liegt erträglich. Dagegen zeigt der Residualplot noch Tendenz zur Verzerrung. Er ist als wenig akzeptabel zu beurteilen.

An dieser Stelle sollen anhand von Funktion III nur Tendenzen angedeutet werden. Es gilt:

- Mit zunehmender Betriebsgröße steigt die technische Arbeitsproduktivität degressiv.
- Reine Sägewerke haben eine höhere Produktivität als Sägewerke mit Weiterverarbeitung.
- Betriebe mit Holz ohne Rinde haben eine höhere technische Arbeitsproduktivität.
- Blockbandsägeneinschnitt verringert die technische Arbeitsproduktivität.

Für den Vergleich von Zusammenhängen zwischen Baden-Württemberg und der Schweiz werden als eine Möglichkeit die einfachen Korrelationskoeffizienten vergleichbarer oder zumindest näherungsweise vergleichbarer Kostendeckungsfaktoren gegenübergestellt. Als vergleichbare Faktoren bieten sich an:

Baden-Württemberg	Schweiz
technische Arbeitsproduktivität	
Betriebsgröße	
Mechanisierungsgrad	
Anteil an Bretter und Dielen	Anteil an Parallelbretter in Vor- und Nachschnitt
Anteil an Listenbauholz	Anteil an Kantholz

Diese Faktoren werden im Hinblick auf die regressionsanalytische Untersuchung bezüglich der technischen Arbeitsproduktivität in Primär- und Sekundärkorrelationen eingeteilt. Tabelle 54 zeigt diese Faktoren mit den entsprechenden Korrelationskoeffizienten.

Die Korrelationen zeigen für beide verblüffende Ähnlichkeit. Beispielsweise weisen die einfachen Korrelationen zwischen der technischen Arbeitsproduktivität und der Betriebsgröße, dem Mechanisierungsgrad, dem Anteil an Bretter und Dielen bzw. dem Anteil an Parallelbretter und dem Anteil an Listenbauholz bzw. dem Anteil an Kantholz nicht nur in die gleiche Richtung, sondern haben auch in ihrer Straffheit die gleiche Reihenfolge. Ähnlich steht es mit den Korrelationen zwischen der Betriebsgröße und den übrigen Faktoren. Auch beim Mechanisierungsgrad ist die Tendenz gleich, nur die Reihenfolge in der Straffheit ist verschieden. Die Ursache hierfür ist vermutlich in einem nicht exakt vergleichbaren Mechanisierungsgrad zu suchen. Dafür sind die Korrelationen zwischen dem Anteil an Bretter und Dielen und dem Listenbauholz für Baden-Württemberg ($-0,631$)**

Tabelle 54: Vergleich linearer Korrelationskoeffizienten von quantitativen Kostendeckungsfaktoren in Baden-Württemberg und in der Schweiz am Beispiel des Jahres 1978

Korrelationstyp	QUANTITATIVE FAKTOREN		Korrelationskoeffizient	
			Baden-Württemberg n = 60	Schweiz
PRIMÄR-KORRELATIONEN	Technische Arbeitsproduktivität -	Betriebsgröße	+ 0,772**	+ 0,770**
		Mechanisierungsgrad	+ 0,516**	+ 0,483**
		Anteil Bretter + Dielen	+ 0,511**	
		Anteil Parallelbretter im Vor- und Nachschnitt		+ 0,411*
		Anteil Listenbauholz	- 0,315*	
		Anteil Kantholz		- 0,384*
SEKUNDÄR-KORRELATIONEN	Betriebsgröße	- Mechanisierungsgrad	+ 0,732**	+ 0,807**
		Anteil Bretter + Dielen	+ 0,572**	
		Anteil Parallelbretter		+ 0,481**
		Anteil Listenbauholz	- 0,348**	
		Anteil Kantholz		- 0,411**
	Mechanisierungsgrad	- Betriebsgröße	+ 0,707**	+ 0,807**
		Anteil Bretter + Dielen	+ 0,379**	
		Anteil Parallelbretter		+ 0,421**
		Anteil Listenbauholz	- 0,264*	
		Anteil Kantholz		- 0,431*
	Anteil an Bretter + Dielen	- Betriebsgröße	+ 0,572**	
		Anteil an Parallelbretter	+ 0,347**	- 0,465**
		Mechanisierungsgrad		+ 0,624**
		Anteil Listenbauholz	- 0,631**	
		Anteil Kantholz		- 0,478**
	Anteil Listenbauholz	- Anteil Bretter + Dielen	- 0,631**	
		Anteil Parallelbretter		- 0,478**
		Betriebsgröße	- 0,348**	- 0,469**
		Mechanisierungsgrad	- 0,264*	- 0,439*

sowie dem Anteil an Parallelbretter im Vor- und Nachschnitt und dem Anteil an Kantholz für die Schweiz (- 0,478)** wiederum recht ähnlich.

In den regressionsanalytischen Betrachtungen stellten sich bezüglich der technischen Arbeitsproduktivität mit den derzeit verfügbaren Daten sowohl für die Schweiz als auch für Baden-Württemberg die Betriebsgröße und die Betriebsstruktur als dominante Variable heraus. Diese beiden Faktoren vermögen bereits branchentypische Tendenzen hinreichend genau aufzuzeigen. Es ist außerdem davon auszugehen, daß die Betriebsgröße und die Betriebsstruktur derzeit in den Betriebsvergleichen nicht explizit erfaßte Faktoren, wie insbesondere einen aussagefähigen Beschäftigungs- oder Mechanisierungsgrad, aber auch fehlende Daten in Bezug auf die Einschnittstechnologie oder das Produktionsprogramm und andere mehr subsumieren.

Der starke Einfluß von Betriebsgröße und Betriebsstruktur auf die technische Arbeitsproduktivität sowie der im Beobachtungszeitraum deutliche Zeittrend als Ausdruck des technischen Fortschritts und anderer nicht quantifizierbarer Wirkungen veranlaßten zu einer modellhaften Prognoserechnung. Ihr sollen folgende Prämissen zugrunde liegen:

- 1) Basis für die Prognose in Baden-Württemberg sind die Daten von 758 Betrieben der Jahre 1970 - 1979, in der Schweiz von 281 Betrieben der Jahre 1970 - 1978.
- 2) Der Zeiteinfluß wird für den Prognosezeitraum als linear vorausgesetzt.
- 3) Für die Prognose werden additive Verknüpfungen gewählt. Es gab zwar durchaus Hinweise auf Kreuzprodukte, wie beispielsweise für Baden-Württemberg das Kreuzprodukt $\text{Jahr} \times \log \text{Betriebsgröße}$ oder $\text{Betriebsstruktur} \times \text{Betriebsgröße}$. Da damit jedoch keine oder keine nennenswerten B-Wert-Verbesserungen zu erzielen waren und die Durbin-Watson-Kennwerte alle bei 2 lagen, wurde darauf verzichtet.

Sodann lautet die Prognosefunktion:

$$y = a + b_1 (\log \text{Betriebsgröße}) + b_2 (\text{Betriebsstruktur}) + b_3 (\text{Jahr})$$

1) für Baden-Württemberg

$$a = - 14,78$$

$$b_1 = 0,244$$

$$b_2 = 0,049$$

$$b_3 = 0,00717$$

$$\text{Betriebsstruktur } \bar{X} = 0,44$$

$$B = 0,47$$

$$DW = 1,99$$

2) für die Schweiz

$$a = - 17,89$$

$$b_1 = 0,206$$

$$b_2 = 0,041$$

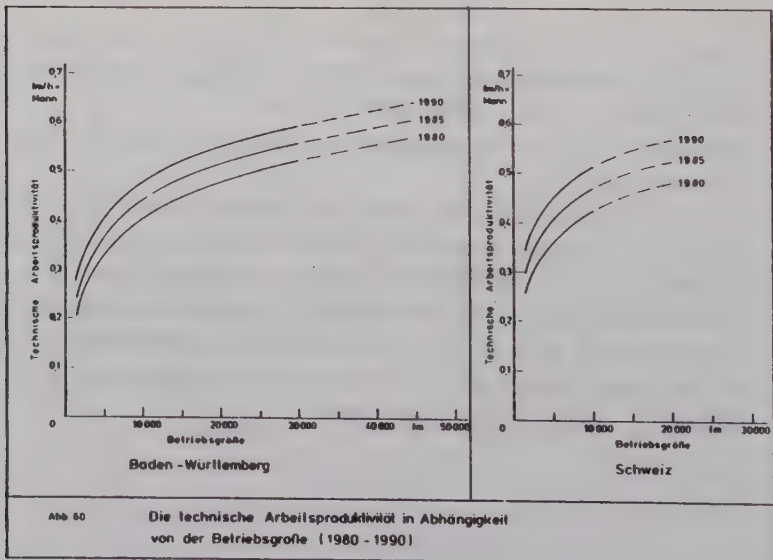
$$b_3 = 0,08826$$

$$\text{Betriebsstruktur } \bar{X} = 0,46$$

$$B = 0,53$$

$$DW = 1,97$$

Aufgrund dieser Funktionen ist aus Abb. 60 die Entwicklung der technischen Arbeitsproduktivität in Abhängigkeit von der Betriebsgröße für den Durchschnitt der Branche bis 1990 ersichtlich. Für Baden-Württemberg und die Schweiz zeigt sich deutlich ein Wachstum.



Dabei interessieren - wie bereits bei den Fertigungskosten - wiederum weniger die absoluten Werte als vielmehr die Tendenzen. Zwei Richtungen lassen sich für die Entwicklung der technischen Arbeitsproduktivität ableiten, nämlich

- die Erhöhung der technischen Arbeitsproduktivität ohne Erweiterung der Betriebsgröße und
- die Erhöhung der technischen Arbeitsproduktivität mit Erweiterung der Betriebsgröße.

Eine Steigerung der technischen Arbeitsproduktivität ohne Betriebsvergrößerung kann nur durch Personalabbau - zumindest im Sägewerksbereich - und fast ausschließlich verbunden mit Rationalisierungsmaßnahmen erreicht werden. In diesem Falle bieten sich als Alternativen die innerbetriebliche Personalverwendung durch zunehmende Weiterverarbeitung oder Belegschaftsabbau an.

In der Regel bedingt eine Erhöhung der technischen Arbeitsproduktivität eine beträchtliche Erweiterung der Betriebsgröße.¹⁾ Nach den vorliegenden Funktionen kann für kleinere und mittlere Sägewerke in Baden-Württemberg und in der Schweiz folgende Faustregel gelten: Bei gleichem Personalstand und branchendurchschnittlicher Entwicklung der technischen Arbeitsproduktivität ergibt sich etwa eine Verdoppelung der Betriebsgröße bis 1990. Diese Entwicklungsrichtung bringt einen verstärkten Rückgang der Zahl der Betriebe mit sich.

Für die Jahre bis 1990 ist zu vermuten, daß beide Entwicklungen parallel stattfinden werden, wobei sich die letztgenannte Entwicklungsrichtung sowohl von den technologischen Möglichkeiten als auch von der praktischen Erfahrung her verstärkt durchsetzen dürfte.

1) Vgl. LAMPSON (1978): Nach seiner Meinung ist Rationalisierung ohne Kapazitätssteigerung nur schwierig zu erreichen.

7 FOLGERUNGEN UND EMPFEHLUNGEN

Ein Ziel der Arbeit war es, die "Qualität" der Betriebsvergleiche zu analysieren und gegebenenfalls Anregungen zu Verbesserungen zu geben.

"Verbesserungen" sind als solche nur zu identifizieren, wenn klar ist, was mit den Betriebsvergleichen erreicht werden soll und was die Anwender von ihnen erwarten. Um hierüber eine Vorstellung zu erhalten, wiederholen wir kurz die Ziele der Betriebsvergleiche, gehen auf deren Erfüllung ein und zeigen Möglichkeiten zur Verbesserung. Dabei orientieren wir uns in erster Linie am baden-württembergischen Betriebsvergleich. Geht man von der in Abb. 4 (S. 46) dargestellten zielhierarchischen Konzeption mit der Kostendeckung als oberster Zielgröße aus, dann kann man annehmen, daß sich die nachfolgenden Überlegungen im Prinzip weitgehend auch auf die Schweiz übertragen lassen.

7.1 Ziele der Betriebsvergleiche und deren Erfüllung

Die Ziele der Betriebsvergleiche seien am Beispiel Baden-Württembergs unter besonderer Berücksichtigung des Einzelbetriebes als dem Hauptanwender rekapituliert. Dabei stützen wir uns auf Formulierungen von MANZ (1975 und 1978).

Nach MANZ (1975) markiert der Betriebsvergleich die Position, deckt Schwachstellen auf und zeigt in der zeitlichen Entwicklung den Kurs des einzelnen Betriebes, bestimmter Betriebstypen und zum Teil der Branche auf. 1978 ergänzt MANZ dahingehend, der Betriebsvergleich sei hauptsächlich als Lieferant objektiver Informations- und Orientierungsdaten, als Hilfsmittel der Unternehmensführung und Unternehmenssteuerung sowie als Instrument der Schwachstellensuche zu sehen und der Einzelunternehmer solle ihn nutzen zur:

- Gewinnung eines Überblickes über notwendige oder mögliche Rationalisierungsmaßnahmen in den einzelnen Betriebsbereichen,
- Gewinnung von Informationen über sowie Hinweise auf Leistungssteigerungen, Produktivitätssteigerungen, Kostenveränderungen, usw.,
- Gewinnung von Kontroll- und Planungsunterlagen bei Existenzfragen schlechthin,
- Gewinnung weiterer Erfahrungen, die das allgemeine Branchenwissen bereichern und zur
- Klärung von Konkurrenzverhältnissen.

In der Regel deckt der Betriebsvergleich den vorgestellten Aufgabenkatalog mit dem Erfolgsziel Kostendeckung als oberste Zielgröße ab. Bei einigen Fragestellungen, wie beispielsweise bei der Gewinnung von Kontroll- und Planungsunterlagen für Existenzfragen, werden mehrere Unternehmungsziele gleichzeitig angesprochen; hier kann die Kostendeckung nicht alleiniges Entscheidungskriterium sein. In diesen Fällen werden die Möglichkeiten des Betriebsvergleiches überschritten.

Wollte man die Aufgaben der Betriebsvergleiche auf die Analyse weiterer Unternehmensziele ausdehnen, dann ist es unumgänglich, zusätzliche Informationen zu erfassen. Praktisch müßte das eine zumindest partielle Bilanzanalyse einschließen. Gegebenenfalls bieten sich beispielsweise folgende Analyseziele (vgl. HOG, 1980; SCHULT, 1976) an:

- Liquidität,
- Vermögen und Kapital,
- Wachstum und
- Kreditwürdigkeit.

7.2 Verbesserungsmöglichkeiten

Ansatzpunkte zu Verbesserungen bieten die Betriebsvergleiche aber auch dann, wenn man die bisherige Konzeption beibehält und sich, wie im Falle Baden-Württembergs, auf das Erfolgsziel in Form der Kostendeckung beschränkt. Diese Verbesserungsmöglichkeiten betreffen:

- das Ordnungskriterium,
- die Aufbereitung der Primärdaten,
- die Auswertungsmethodik,
- fehlende Informationen,
- überflüssige Informationen und
- ungenaue Informationen.

7.2.1 Ordnungskriterium

Das oberste Ordnungskriterium ist in den Betriebsvergleichen Baden-Württembergs und der Schweiz die Betriebsgröße bzw. die Jahreseinschnittmenge. Dieses Ordnungsprinzip ist von der Sachlogik her unbegründet. Es wäre naheliegender, die Kostendeckung nicht nur als oberstes Zielkriterium, sondern auch als oberstes Ordnungskriterium zu benutzen. Sodann dürfte es für den einzelnen Teilnehmer eher möglich sein, Schlüsse aus den Betriebsvergleichen zu ziehen.

7.2.2 Aufbereitung der Primärdaten

Im Hinblick auf künftige Auswertungen wäre daran zu denken, die Primärdaten der Betriebsvergleiche bereits im Zuge der Erstellung der üblichen Jahresberichte auf ablochfähigen Belegen zu erfassen oder sofort auf geeignete Datenträger zu übernehmen. Der bei dieser Studie notwendige und viel Zeit beanspruchende Aufwand sowie Fehlerquellen bei der Datenübertragung ließen sich auf diese Weise ganz erheblich vermindern, und man erhielte im Laufe der Jahre eine Datenbank von hohem Benutzerwert, die für Auswertungen auf der deskriptiven wie auch auf der analytischen Ebene eingesetzt werden kann. Nur am Rande sei vermerkt, daß nach dem heutigen Stand der Datenverarbeitungstechnik nahezu der gesamte Tabellenteil maschinell gerechnet und erstellt werden könnte.

Beabsichtigt man, die Betriebsvergleiche in Zukunft verstärkt international auszuwerten, dann sollte der direkten Vergleichbarkeit der Informationen größere Bedeutung beigemessen werden. Zum einen sollte eine Abstimmung der Betriebsvergleiche bezüglich des obersten Zielkriteriums erfolgen, zum anderen sollten die übrigen primären Daten - die Problematik wurde am Beispiel der Kostendaten demonstriert - bezüglich einer einheitlichen Erfassung, Gliederung und Abgrenzung überprüft und einander angeglichen werden.

7.2.3 Auswertungsmethodik

Was die Auswertungsmethodik anbelangt, so muß, wie gezeigt, zwischen einer deskriptiven sowie einer analytischen bzw. stochastischen und einer entscheidungstheoretischen Ebene unterschieden werden.

Auf der deskriptiven Ebene haben die Betriebsvergleiche der baden-württembergischen und der schweizerischen Sägeindustrie mit den vorhandenen Daten die gesteckten Ziele weitgehend erreicht. Als nicht unwesentliche Nebeneffekte müssen die Erziehung der Teilnehmer zu modernem Kostendenken und die Einführung eines nach weitgehend gleichen Grundsätzen aufgebauten betrieblichen Rechnungswesen gesehen werden.

Auf der analytischen bzw. stochastischen Ebene sind die Betriebsvergleiche bisher nicht ausgewertet worden. Die vorliegende Studie behandelt deshalb schwerpunktmäßig diesen Bereich. Dabei wird im Prinzip gefragt, welche Faktoren eine Zielgröße in welcher Richtung und mit welcher Intensität beeinflussen und wie gut diese Faktoren die Streuung der Zielgröße erklären können. Die Straffheit von Zusammenhängen wird unter Berücksichtigung der übrigen Prämissen der Auswertungsmethodik durch den B-Wert charakterisiert. Er bewegt sich, wie bekannt, zwischen 0 und 1. Auf das Datenmaterial und die Zusammenhänge in den Betriebsvergleichen bezogen, läßt sich dieser Bereich etwa wie folgt interpretieren:

Gruppe	B-Wert der Beziehung	mögliche Aussagen
1	ca. $\leq 0,25$	branchentypische Tendenzen sind erkennbar, jedoch beträchtlicher Unsicherheitsbereich
2	ca. $0,25-0,5$	branchentypische Zusammenhänge mit hinlänglicher Sicherheit nachweisbar
3	ca. $0,5-0,95$	branchentypische Zusammenhänge sehr sicher nachweisbar; für Prognosen im Branchendurchschnitt brauchbar
4	ca. $\geq 0,95$	Zusammenhänge für den Einzelbetrieb auswertbar; Prognosen für den Einzelbetrieb mit hinreichender Sicherheit möglich

In den in dieser Studie ausgewählten Fragenkomplexen konnten bei allen Analysen Zusammenhänge nachgewiesen werden. Sie sind bei der Kostendeckung der Gruppe 2, bei den Schnittholzerlösen, den Fertigungskosten und der technischen Arbeitsproduktivität der Gruppe 3 zuzuordnen, liegen bei der Ausbeute am Übergang von Gruppe 1 zu Gruppe 2 und bei den Personalkosten am Grenzbereich der Gruppen 3 und 4.

Den Benutzern der Betriebsvergleiche obliegt es, darüber zu befinden, ob mit diesen Resultaten die Betriebsvergleiche auch auf der analytischen Ebene den Anforderungen genügen. Nach Ansicht des Verfassers sollte künftig der Auswertung auf dieser Ebene vermehrte Beachtung geschenkt werden.

Auf der entscheidungstheoretischen Ebene bleibt es selbstverständlich den Anwendern überlassen, ob sie ihre Entscheidungen mit Hilfe von Intuition, unterstützt durch deskriptive oder stochastische Auswertungen treffen. Im Hinblick auf die wach-

senden Anforderungen an Entscheidungssituationen sollten insbesondere die Unternehmer die Möglichkeit erhalten, Entscheidungen gut vorbereitet und relativ abgesichert zu treffen. Mit Daten zwischenbetrieblicher Vergleiche ist diese Entscheidungsvorbereitung am ehesten auf der stochastischen Ebene möglich.

7.2.4 Fehlende, überflüssige und ungenaue Daten

Wenig straffe Beziehungen signalisieren im Prinzip drei mögliche Fehlerquellen: nicht adäquate Ausgleichsfunktionen, fehlende Erklärungsvariablen und Fehlerhaftigkeit der Primärdaten. Die Frage der jeweils passenden Ausgleichsfunktion wurde in den vorausgehenden Abschnitten ausführlich erörtert und braucht nicht mehr aufgegriffen zu werden. Es sei lediglich angemerkt, daß keineswegs alle Möglichkeiten ausgeschöpft werden konnten und sich beispielsweise die Anwendung von Spline-Funktionen lohnen könnten (vgl. z.B. HRADETZKY, 1981).

Die weiteren Ausführungen befassen sich mit fehlenden, überflüssigen und ungenauen Primärinformationen. Grundlage dieser Diskussion bildet die Tabelle 55.

(1) Kostendeckung

a) Fehlende Informationen

Aus der Kostendeckung können weitere Erfolgskennziffern direkt oder indirekt abgeleitet werden. Die nachfolgend aufgeführten Beispiele halten sich im wesentlichen an die Ausführungen von HOG/LÖFFLER (1979) und HOG (1980), in Anlehnung an RADKE (1973), SCHULT (1976) u. a.:

- Rentabilitätskennziffern (z.B. Umsatzrendite)

Betrachtet man die Kostendeckung als Indikator für den Gewinn vor Steuern und die Summe der Erlöse für Schnittholz und Industrierestholz als Umsatzerlöse, dann gibt das Verhältnis dieser Kenngrößen einen Hinweis auf die Umsatzrentabilität. In diesem Falle gilt:

Tabelle 55: Fehlende, überflüssige und ungenaue Informationen auf den zielhierarchischen Ebenen der Kostendeckung, der Kostendeckungskomponenten und der Kostendeckungsfaktoren im Betriebsvergleich nach Baden-Württembergs

Kosten- deckungs- kriterien Info-ga- tion - in Betriebs- vergleich	KOSTENDECKUNG	KOSTENDECKUNGSKOMPONENTEN			KOSTENDECKUNGSAKTOREN		
		ERLÖSE	AUSBEUTE	KOSTEN	RECHENZUHÄNGIG	BETRIEBSABHÄNGIG	UNTERNEHMENS- UND STANDORTABHÄNGIG
FEHLEND	- Rentabilitätsanalysen - Cash-flow und abgeleitete Kennziffern - Break-even-analyse - Erfolgselastizität - Wertschöpfung	- Aufgliederung der Ausbeute in Schnittpunkte oder Leitziffern • Hauptzeugnisse • Nebenzeugnisse • Industriestahl - Schnittholzerlöse nach Sortimenten, Sortimentsgruppen oder Leitziffern - Industriestahl-erlöse nach stückig, Späne, Rinde.	- vollständiger BAB für Einzelbetrieb und Branche - EDV output für alle Betriebe gegliedert nach Kostenarten und Kostenstellen - Umstellung von Vollkosten auf Teilkostenrechnung - Elastizitätskennziffern - Intensitätskennziffern	- Anteil Holzarten am Einschnitt - Einkaufsanteile bei den Halbozialarten - Anteil Industrieholz	- Auslastungsgrad - Mechanisierungsgrad - Produktionsverfahren - Lohnform - Produktionstiefe, Veredelungsgrad - Anteil des Sägewerks am Gesamtumsatz	- Unternehmungsform - Angaben über Standort oder Region - Abnehmergruppen - Absatzrichtungen - Umsatz bzw. Menge je Kunde oder Rechnung	
ÜBERFLÜSSIG		- Mehrfachnennungen	- Mehrfachnennungen	- Mehrfachnennungen	- Mehrfachnennungen z.B. durchschnittliche Grundmaßzahl	- Doppel- und Mehrfachnennungen wie bei Betriebsgröße - TAP - Alternativkennziffern - Abfuhr des Schnittholzes	- Doppelnamenungen z.B. örtlicher Absatz Fernabsatz
UNGENAU		- Ausbeutewerte in derzeitiger Form	- Übergang vom pagatorischen auf den wertmäßigen Kostenbegriff			- Schnittholzstatistik - Großteil der allgemeinen Angaben aus Anlage (2a)	Ferner soll der Versuch unternommen werden, qualitative Variable möglichst in quantitativen auszurücken

$$\text{Umsatzrendite} = \frac{\text{Kostendeckung}}{\text{Umsatzerlöse}} \cdot 100 \%$$

- Cash-flow und davon abgeleitete Kennziffern wie beispielsweise die cash-flow Umsatzrate oder cash-flow Strukturen

Der cash-flow kann mit den Daten des Betriebsvergleiches in vereinfachter Form bereits direkt aus dem Betriebsvergleich über die Summe aus Kostendeckung und AfA ermittelt werden.

- Break-even-point

Über break-even-Analysen könnten die kritischen Werte bezüglich des Umsatzes und der Menge für den Einzelbetrieb oder die Branche aufgezeigt werden.

- Erfolgselastizität

Die Erfolgselastizität kann als Kennziffer zur Beurteilung der nachhaltigen Ertragslage herangezogen werden. Sie stellt die relativen Veränderungen des Erfolges (z.B. Kostendeckung) denen der Umsatzerlöse gegenüber.

- Wertschöpfung

Die Wertschöpfung ist eine Erfolgskennziffer unter mehr volkswirtschaftlicher Betrachtungsweise. Dabei versteht man unter Wertschöpfung den Beitrag eines Betriebes zum Sozialprodukt der Volkswirtschaft. Das ist der Produktionswert ($\hat{=}$ Umsatzerlöse) abzüglich den Vorleistungen anderer Unternehmen ($\hat{=}$ Fremdleistungen).

(2) Kostendeckungskomponenten

a) Fehlende Informationen

- Erlöse

Sowohl bei den Schnittholzerlösen als auch bei den Industrierestholzerlösen sollte überdacht werden, ob Durchschnittswerte ausreichend sind oder ob diese im

Hinblick auf eine bessere Marktinformation und ggf. als Ersatz für den Schnittholzpreisvergleich stärker differenziert werden sollten.

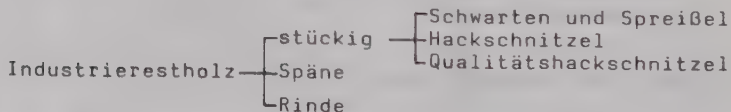
- Aufgliederung der Schnittholzerlöse

Sinnvoll wäre eine Aufteilung der Schnittholzerlöse nach sämtlichen verkaufsfähigen Sortimenten. Da dies im Rahmen eines Betriebsvergleiches für einen Großteil der Betriebe zu unüberwindbarem Erfassungsaufwand führen dürfte, muß nach Kompromißlösungen gesucht werden. Als Auswege bieten sich einheitliche Sortimentsgruppen mit exakter Abgrenzung oder Leitsortimente an. Nachfolgend werden einige Vorschläge für Leitsortimente zur Auswahl unterbreitet:

- | | |
|-------------------|-------------------------|
| - Listebauholz | - Leimbindersortimente |
| - Vorratskantholz | - Fertighaussortimente |
| - Dielen | - Latten I/II |
| - Rohhobler | - Bretter II/III schmal |
| - Blochware | - Bretter II/III breit |
| - Rahmen | - Kürzungen |

- Aufgliederung der Industrierestholzerlöse

Für eine produktbezogene Differenzierung der Industrierestholzerlöse wäre folgende Einteilung vorstellbar:



- Ausbeute

Für eine genaue Ermittlung der Ausbeutekennwerte drängt sich eine Gliederung nach Schnittsortimenten geradezu auf. Die Schwierigkeiten der Erfassung dürften jedoch noch weniger zu überwinden sein als bei den Erlösen.

Deshalb kommen auch hier allenfalls Leitsortimente für Haupterzeugnisse wie z.B. Blochware, Listenbauholz, Vorratskantholz, Dielen, Rahmen u.a. in Frage. Die einzelnen Ausbeutewerte könnten notfalls über Probeschnitte erhalten werden. Für jedes dieser Haupterzeugnisleit-sortimente könnten dann beispielsweise folgende Ausbeutedaten erfaßt werden:

- Haupterzeugnis
- Nebenerzeugnis - Normallängen
- Nebenerzeugnis - Kürzungen
- Industrierestholz
- Späne

- Kosten

Jeder Teilnehmer sollte einen vollständigen Betriebsabrechnungsbogen -etwa wie in Kap. 4 vorgestellt mit absoluten Angaben und mit Gliederungszahlen- für seinen eigenen Betrieb und für das gesamte Kollektiv erhalten. Für alle Teilnehmer könnte ein nach Kostenarten und Kostenstellen getrennter Übersichtsbogen erstellt werden. Zur Vereinfachung und aus Gründen der Zeitersparnis sei EDV-Unterstützung vorgeschlagen.

Ferner sollte der Wechsel von der Vollkosten- auf die Teilkostenrechnung ernsthaft diskutiert werden.

Aus dem Betriebsvergleich können folgende Kostenkennziffern abgeleitet werden:

- Elastizitätskennziffern

Bezieht man die relativen Veränderungen der verschiedenen Kostendaten auf die relativen Veränderungen des Umsatzes, so kann beispielsweise festgestellt werden, ob sich bestimmte Kosten proportional, über- oder unterproportional zum Umsatz verändern.

• Intensitätskennziffern

Intensitätskennziffern können aus dem vorgeschlagenen BAB über die Gliederungszahlen direkt abgelesen werden. Als wichtige Intensitätskennziffern können in der Sägeindustrie gelten (vgl. WIMMER, 1969):

$$\text{Materialintensität} = \frac{\text{Rundholzkosten}}{\text{Gesamtkosten}} \cdot 100 \%$$

$$\text{Personalintensität} = \frac{\text{Personalkosten}}{\text{Gesamtkosten}} \cdot 100 \%$$

b) Überflüssige Informationen

Mehrfachnennung und Wiederholungen bei den Erlösen, den Ausbeutewerten sowie den Kostendaten sollten tunlichst vermieden werden. Sie erhöhen unnötigerweise den Umfang und bringen keine zusätzlichen Informationen. Ebenso sollte man sich bei den Kostendaten auf eine Leistungseinheit festlegen (DM/fm bzw. DM/cbm).

c) Ungenaue Informationen

- Ausbeute

Als ungenau sind die Ausbeuteangaben in der derzeitigen Form anzusehen. Diese Ungenauigkeit dürfte in der Regel daher kommen, daß die Betriebe die Schnittholzausbeutedaten überwiegend auf der Basis Verkauf führen oder - wie beispielsweise bei den Haupt- bzw. Nebenerzeugnissen - schätzen.

In Verbindung mit den Ausbeuteanalysen zeichnet sich ab, daß die Ausbeuteangaben bei "permanenten" Teilnehmern des Betriebsvergleiches wesentlich genauere Informationen liefern als bei "fluktuierenden" Betrieben.

- Kosten

Im Sinne der Kostenrechnung ist der pagatorische Kostenbegriff relativ ungenau. Aus diesem Grunde wird der Übergang zum wertmäßigen Kostenbegriff empfohlen (vgl. Abb. 5, Zusatzkosten). Hierzu zwei Beispiele:

Der Übergang von bilanziellen auf kalkulatorische Werte bei den Abschreibungen (AfA) würde den Vorteil der genaueren Kostenzuordnung bringen: Wie bereits an anderer Stelle erwähnt, wird über die bilanzielle AfA die Höhe der Abschreibungsbeträge von handels- und steuerrechtlichen Bewertungsvorschriften bestimmt. Der Abschreibungsaufwand wird nicht nach dem tatsächlichen Werteverzehr bemessen. Dagegen versucht die Kostenrechnung (kalkulatorische Werte), den effektiven Werteverzehr der Anlagen zu ermitteln und die entsprechenden Kosten periodengerecht anzusetzen.

Aus ähnlichen Gründen empfiehlt sich der Übergang von den effektiven Fremdkapitalzinsen (im Betriebsvergleich Zinsen-bilanziell genannt) auf die kalkulatorischen Zinsen. Die Finanzbuchhaltung berücksichtigt die effektiv gezahlten Zinsen auf das vorhandene Fremdkapital. Die Kostenrechnung berücksichtigt auch das im Betrieb eingesetzte Eigenkapital, das Kosten im Sinne von Nutzenentgang verursacht und bringt aus diesem Grunde für das Fremd- und Eigenkapital (betriebsnotwendiges Kapital) kalkulatorische Zinsen in Ansatz. So werden Verzerrungen gerade im überbetrieblichen Bereich ausgeschaltet (OLTMANN, 1973).

(3) Kostendeckungsfaktoren

a) Fehlende Informationen

- rundholzabhängige

• Anteil Holzarten

Fichte/Tanne	%
Kiefer	%
Douglasie	%
Laubholz	%

- Einkaufsanteile bei den Waldbesitzarten

Staatswald	%
Kommunalwald	%
Großprivatwald	%
Kleinprivatwald	%

- Anteil Industrieholz %

- betriebsabhängige

- Beschäftigungs- oder Auslastungsgrad

Eine relativ einfache und durchaus praktikable Lösung wäre, die verbrauchte Energie des Antriebsmotors an der betrieblichen Engpaßmaschine zu erfassen. Dies könnte über einen einfachen Kilowattstundenzähler erfolgen. Es kann dann folgender technischer Auslastungsgrad gebildet werden:

$$\text{technischer Auslastungsgrad} = \frac{\text{verbrauchte KWh am Engpaß}}{\text{bereitgestellte KW am Engpaß} \cdot \text{Betriebsstunden}} \cdot 100 \%$$

Alternativ bietet sich ein zeitlicher Auslastungsgrad an:

$$\text{zeitlicher Auslastungsgrad} = \frac{\text{produktive Zeiten am Engpaß}}{\text{Gesamtarbeitszeit (GAZ)}} \cdot 100 \%$$

- Mechanisierungsgrad

Es wird empfohlen, eine Kennzahl für den Mechanisierungsgrad aufzunehmen. Als Möglichkeiten hierzu bieten sich beispielsweise an (vgl. hierzu z.B. RADKE, 1973; SCHOTT, 1970; 1981).

1) ökonomische Mechanisierungsgrade

$$= \frac{\text{Sachanlagevermögen}}{\text{Gesamtvermögen}} \cdot 100 \%$$

$$= \frac{\text{Sachanlagevermögen}}{\text{Fertigungslöhne}} \cdot 100 \%$$

$$= \frac{\text{Sachanlagevermögen}}{\text{Jahreseinschnitt}} \quad (\text{DM/fm})$$

2) ein technischer Mechanisierungsgrad

$$= \frac{\text{verbrauchte KWh je Jahr}}{\text{Jahreseinschnitt}} \quad (\text{KWh/fm})$$

Aus dem Kehrwert dieser Kennziffer kann gleichzeitig eine Kennzahl für die Energieproduktivität erhalten werden.

Weitere nützliche Informationen könnten Angaben über

- Produktionsverfahren (Maschinenausstattung),
- Lohnform,
- Produktionstiefe und Veredelungsgrad (SCHOTT, 1981, S. 121 ff),
- den Anteil des Sägewerkes am Gesamtumsatz sein.

- betriebs- und standortabhängige Faktoren

- Angaben über Unternehmungsform
- codierte Angaben über Standort oder Region, wie sie beispielsweise beim Schnittholzerlös- und Rundholzpreisvergleich erfaßt werden
- Gliederung des Absatzes nach Abnehmergruppen
 - Handel %
 - Handwerk %
 - Baugewerbe %
 - Endverbraucher %
- Exaktere Aufgliederung der Absatzstrukturkennzahlen
 - Anteil örtlicher Absatz %
 - Anteil Fernabsatz %
 - Anteil Export %

- Umsatz bzw. Menge je Kunde oder Rechnung.

b) Überflüssige Informationen

Als überflüssig sind bei allen Kostendeckungsfaktoren Doppel- und Mehrfachnennungen anzusehen, wie beispielsweise bei der durchschnittlichen Grundmeßzahl, der Betriebsgröße und der technischen Arbeitsproduktivität. Hier sei nur beispielhaft darauf hingewiesen, daß es unnötig ist, die technische Arbeitsproduktivität durch vier Kennzahlen, die im Grunde auf gleiche Basisgrößen zurückgehen, zum Ausdruck zu bringen. Es würde genügen, sich auf eine Kennzahl zu einigen. Gleiches gilt auch für eine Reihe anderer Daten, die sich nur in der Wahl der Bezugsgrößen unterscheiden.

Bei den alternativen Kennziffern wie Anfuhr, eigen-fremd, und Einfach-Doppelschnitt genügt jeweils eine Kennziffer mit Prozentangabe.

c) Ungenaue Informationen

Die Überarbeitung der Schnittholzstatistik sollte geprüft werden, denn in der bisherigen Form besitzt sie zumindest bezüglich der Ausbeutewerte nur eine geringe Aussagekraft. In vielen Beziehungen, wo nach den Erfahrungen ein nennenswerter Einfluß des Produktionsprogrammes erwartet werden konnte, trugen die Daten der Schnittholzstatistik nur relativ wenig zur Streuungserklärung bei.

Ein Großteil der allgemeinen Angaben aus Anlage 2a des Betriebsvergleiches, insbesondere, wenn sie auf Schätzungen beruhen, sollten genauer erfaßt werden.

Ferner sollte auf der hierarchischen Ebene der Kostendeckungsfaktoren - soweit möglich - der Versuch unternommen werden, qualitative Variable durch quantitative zu ersetzen. Hierzu zwei Beispiele:

- Betriebsstruktur

Bisher ist die Einteilung der Betriebsstruktur der Entscheidung des einzelnen Unternehmers überlassen worden. Sinnvoller wäre es, genaue Entscheidungskriterien an die Hand zu geben, z.B. über die Menge, den Umsatz, die Angabe der entsprechenden Weiterverarbeitungsrichtung oder die Verwendung von Kennziffern über Produktionstiefe und Veredelungsgrad.

- Unternehmertätigkeit

Bei diesem Merkmal könnte beispielsweise eine Abgrenzung nach anteiligen Tätigkeiten an einzelnen Kostenstellen (Beschaffungsbereich %, Produktion %, Verwaltung und Vertrieb %) mehr Informationen liefern.

Abschließend wird noch empfohlen zu prüfen, ob der ebenfalls von der Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände durchgeführte Vergleich der Jahresergebnisse von Schnittholzerlös und Rundholzpreis mit dem Betriebsvergleich abgestimmt werden könnte. Dies hätte den Vorteil, daß eine ganze Reihe von Daten nicht mehrfach erhoben werden müßte und sich auf der Ebene der Kostendeckungskomponenten und Faktoren bereits zusätzliche Informationen beschaffen ließen. Im übrigen würde dadurch die Erhebungsbelastung der Teilnehmer beider Vergleiche erheblich reduziert, und der Betriebsvergleich könnte durch die Aufnahme weiterer Teilnehmer an Repräsentanz gewinnen.

An anderer Stelle wurde schon ausgeführt, daß die Benutzer des Betriebsvergleiches darüber zu befinden haben, welche Aussagen, mit welchem Umfang und welcher Genauigkeit sie aus den Betriebsvergleichen gewinnen wollen. Davon hängt ab, welche Primärinformationen erhoben werden müssen, um das Anforderungsniveau zu erfüllen. Sollen die Auswertungs- und Anwendungsmöglichkeiten des Betriebsvergleiches über das bisherige Niveau hinaus angehoben werden, dann müßten wenigstens einige der vorgenannten Empfehlungen befolgt werden.

ZUSAMMENFASSUNG

1. Die Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände und der schweizerische Holzindustrieverband führen seit Mitte der 60er Jahre in ununterbrochener Folge Betriebsvergleiche durch. Seit 1970 beteiligen sich in Baden-Württemberg jährlich etwa 60 - 100 Betriebe, in der Schweiz etwa 30 Betriebe.

In der vorliegenden Studie wird geprüft, welche betrieblichen und überbetrieblichen Informationen mit modernen Auswertungsmethoden aus diesen Vergleichen gewonnen werden können.

2. Zunächst wird am Beispiel Baden-Württembergs auf das Datenumaterial der Betriebsvergleiche eingegangen, die Methodik der Datenerhebung vorgestellt, die Genauigkeit der Primärdaten diskutiert und deren Repräsentanz überprüft. Es ergibt sich, daß die Teilnehmer am Betriebsvergleich die Gesamtheit der mittleren und größeren Sägewerke Baden-Württembergs mit überwiegendem Nadelholzeinschnitt hinlänglich repräsentieren. Anschließend wird auf die Auswahl und die Aufbereitung der Daten für Baden-Württemberg und die Schweiz eingegangen.
3. In einem betriebswirtschaftlichen Exkurs werden die Unternehmerziele und die Stellung der Betriebsvergleiche innerhalb der unterschiedlichen unternehmerischen Zielsysteme angeschnitten. Der den Betriebsvergleichen im Prinzip zugrundeliegende, auf die Kostendeckung als dem zentralen Ziel hinführende Aufbau läßt sich in drei hierarchische Ebenen, jene der Kostendeckung, der Kostendeckungskomponenten und der Kostendeckungsfaktoren, gliedern.
4. Ein Schwerpunkt der Arbeit liegt in der Suche nach einer praktikablen Auswertungsmethodik. Entsprechend dem "Tiefgang" der Auswertungen werden eine deskriptive und eine

analytische Ebene unterschieden. Letztere wird im Rahmen der Studie als stochastische Ebene unter Berücksichtigung entscheidungstheoretischer Überlegungen abgehandelt.

5. Auf der deskriptiven Ebene werden anhand einfacher statistischer Maßzahlen die Situation und die Entwicklung von Einzelmerkmalen, wie der Kostendeckung, deren Komponenten und Faktoren, aufgezeigt.
6. Auf der stochastischen und entscheidungstheoretischen Ebene wird nach den Ursachen bestimmter Entwicklungen und nach Gründen für Unterschiede zwischen den Betrieben gefragt. Es interessieren deshalb Zusammenhänge zwischen den Kenndaten. Aus dem Repertoire der Verfahren wurde die multiple Regressionsanalyse ausgewählt. Unter Einschluß der Residualanalyse und einer möglichst guten Annäherung an die klassische Regressionsfunktion wird gezeigt, wie mit diesem Verfahren quantitative und qualitative Kenndaten ausgewertet werden können und wie durch schrittweises Vorgehen optimale Funktionen zu erreichen sind.
7. Aufbauend auf den methodischen Ausführungen werden Zusammenhänge untersucht zwischen der Kostendeckung, den Schnittholzerlösen, den Fertigungs- und Personalkosten, den Ausbeutekenndaten sowie der technischen Arbeitsproduktivität und deren in den Betriebsvergleichen ausgewiesenen Einflußfaktoren. Für alle in dieser Studie ausgewählten Fragenkomplexe können Zusammenhänge aufgezeigt werden. Bei Kosten- und bei der technischen Arbeitsproduktivität kann deren Variabilität sehr gut erklärt werden. Ähnliches gilt für die Streuung der Schnittholzerlöse und abgeschwächt für die der Kostendeckung. Hingegen lassen sich die Unterschiede bei den Ausbeutekenndaten mit den in den Betriebsvergleichen ausgewiesenen Informationen nur unzulänglich begründen.

8. Abschließend werden Vorschläge zur konzeptionellen Weiterentwicklung der Betriebsvergleiche unterbreitet. Sie betreffen einerseits Verbesserungsmöglichkeiten bei unveränderter Konzeption, andererseits denkbare weitere Analyseziele für den Fall einer Verbreiterung der Aufgaben der Vergleiche.

9 LITERATURVERZEICHNIS

- ANGER, H. (1969): Befragung und Erhebung.
Handbuch der Psychologie Bd. 7. Sozial-
psychologie, Halbband 1.
Theorien und Methoden. Göttingen.
- ANONYMUS (1979): Praxis des Rechnungswesens, Gruppe 3/89,
S. 1, ff.
PdR Nr. 1/1979, Rudolf Haufe Verlag,
Freiburg.
- ANSCOMBE/TUKEY (1963): The examination and analysis of residuals.
Technometrics Vol. 5 No. 2, May, 1963.
- BAMBERG/BAUR (1980): Statistik.
Verlag R. Oldenbourg, München, Wien.
- BANNENBERG, J. (1957): Kostenbericht, Betriebsvergleich und
Erfahrungsaustausch.
Neue Betriebswirtschaft, S. 84 ff.
- BEK/GAEBELER (1970/71- : Geschäftsberichte der Arbeitsgemeinschaft
1979/80) baden-württembergischer Sägewerksverbände.
(1975): Die baden-württembergische Sägeindustrie.
Sonderbeilage zum Holzzentralblatt Nr. 11.
- BIDLINGMAIER, J. (1964): Unternehmerziele und Unternehmerstrate-
gien.
Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler,
Wiesbaden.
(1968): Zielkonflikte und Zielkompromisse im
unternehmerischen Entscheidungsprozeß.
Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler,
Wiesbaden.
- BLEYMÜLLER/GEHLERT/
GÜLICHER (1979): Statistik für Wirtschaftswissenschaftler.
Verlag Franz Vahlen, München.
- BONHÖFER/GOLDRIAN(1975): Beiträge zur quantitativen Wirtschafts-
forschung 1 - Einführung in die prak-
tische Anwendung der Korrelations- und
Regressionsanalyse.
Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung e.V.,
München.
- BORTZ, J. (1979): Lehrbuch der Statistik für Sozialwissen-
schaftler.
Springer-Verlag Berlin, Heidelberg,
New York.

- DIEHL/KOHR (1979): Deskriptive Statistik
3. Auflage, Fachbuchhandlung für Psychologie, Verlagsabteilung Frankfurt a. Main.
- DRAPER/SMITH (1966): Applied regression analysis.
John Wiley & Sons, Inc. New York, London, Sydney.
- (1981): Applied regression analysis.
Second edition, John Wiley & Sons, Inc.
New York, Chichester, Brisbane, Toronto.
- DURBIN/WATSON (1951): Testing for serial correlation in least squares regression II.
Biometrika 38, S. 159-178.
- ENDRES, W. (1969): Sinn und Grenzen des Betriebsvergleichs.
Zeitschrift für Betriebswirtschaft Nr. 1,
Wiesbaden.
- ERNE, P. (1971): Der Betriebsvergleich als Führungsinstrument.
Bern, Stuttgart.
- ETTLINGER, K. (1967): Untersuchung über Erzeugung, Absatz und Verwendung von Fichtenschnittholzsortimenten in Baden-Württemberg und Nordrhein-Westfalen.
Diss.: Freiburg.
- FEDERMANN, R. (1976): Allgemeine Betriebswirtschaftslehre - Grundlagen in visueller Form.
Wiesbaden.
- FLECHTNER, H. (1970): Grundbegriffe der Kybernetik.
5. Auflage, Stuttgart.
- FRIES, H. (1979): Kosten- und Leistungsrechnung als Kontrollinstrument wirtschaftlicher Erzeugung in Industriebetrieben.
Praxis des Rechnungswesens, Gruppe 8,
S. 521 ff.
PdR Nr. 6 v. 21.12.1979, Rudolf Haufe Verlag, Freiburg.
- FRONIUS, K. (1969): Die Abhängigkeit des Kantholzpreises von der Ausbeute.
Holzzentralblatt Nr. 110.
- (1976a): Schnittfugenbreite - Ausbeute - Erlös.
Holzzentralblatt Nr. 105, S. 1415.
- (1976b): Gatter oder Blockbandsäge.
Holzzentralblatt Nr. 138/139, S. 1965.

- FRONIUS, K. (1978): Neuorientierung der Produktionseinrichtungen auf ein künftig höheres Schwachholzangebot: Schwachholzeinschnittstraßen - Kalkulation der Kosten des Schwachholzeinschnittes. Produktivitätssteigerung in der Sägeindustrie. DRW-Verlag, Stuttgart.
- (1981): Profiliertechnik - Beginn einer neuen Sägewerksära? Holzzentralblatt Nr. 63/64, S. 1031 ff.
- FRONIUS/KELLNER (1978): Schnittfugenbreite - Ausbeute - Leistung - Erlös. Produktivitätssteigerung in der Sägeindustrie. DRW-Verlag, Stuttgart.
- FUCHS/
NEUMANN-COSEL (1976): Kostenrechnung. 3. Auflage, Verlag V. Florentz, München.
- GAEBELER, J. (1966/67): Jahresübersicht und Tätigkeitsbericht des Verbandes badischer Sägewerke.
- (1978): Strukturbeeinflusste Probleme der Sägeindustrie. Holzzentralblatt Nr. 98, S. 1471 - 1473.
- GAENSSLEN/SCHUBÖ (1976): Einfache und komplexe statistische Analyse. 2. Auflage, UTB-274, Ernst Reinhardt Verlag, München, Basel.
- GEBHARDT (1966): Verteilung und Signifikanzschwellen des 3. und 4. Stichprobenmomentes bei normalverteilten Variablen. Biometrische Zeitschrift, Band 8, S. 220 ff.
- GLASER, K. (1967): Vorstufen zwischenbetrieblicher Kooperation. Die Unternehmung im Strukturwandel der Wirtschaft. Herausgegeben von der Deutschen Gesellschaft für BWL, Berlin, Bd. 2.
- GÜTZINGER/MICHAEL (1981): Kosten und Leistungsrechnung. 2. Auflage, Verlagsgesellschaft Recht und Wirtschaft, Heidelberg.
- GRAFF, P. (1977): Die Wirtschaftsprognose: Empirie und Theorie, Voraussetzungen und Konsequenzen. Verlag J.C.B. Mohr, Tübingen.

- GREFERMANN, K. (1979): Sägewerke und holzbearbeitende Industrie aus der Sicht der siebziger Jahre.
Verlag Duncker und Humblot, Berlin, München.
- GRIEDER, P. (1966): Ergebnisse und Folgerungen aus einer Kostenuntersuchung in schweizerischen Säge- und Hobelwerken.
Holzzentralblatt Nr. 131/132, S. 2230 ff.
- HABERSTOCK, L. (1977): Grundzüge der Kosten- und Erfolgsrechnung.
2. verbesserte Auflage, Verlag Franz Vahlen, München.
- HAMMERL, A. (1976): Die Holzaufkommensprognose für Bayern - Folgerungen für die Sägeindustrie.
Allgemeine Forstzeitschrift Nr. 51/52, S. 1153-1155.
- HECKEL, H. (1980): Die Ausbeute und ihre Auswirkung auf die Kalkulation. Berechnungsbeispiele.
Göppingen.
- HEINEN, E. (1971): Grundlagen betriebswirtschaftlicher Entscheidungen: Das Zielsystem der Unternehmung.
Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, Wiesbaden.
- (1976): Industriebetriebslehre.
5. Auflage, Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, Wiesbaden.
- HENDRIKSON/DINTER(1959): Der Betriebsvergleich als Werkzeug der Unternehmensführung.
- HOG, N. (1976): Auswertungsmöglichkeiten des Betriebsvergleiches der Arbeitsgemeinschaft baden-württembergischer Sägewerksverbände.
Dipl. Arbeit, Hamburg.
- (1978): Die Haupterzeugnisausbeute und ihre Faktoren.
Unveröffentlicht.
- (1980): Tagungsunterlagen zum Seminar zur Unternehmensführung "Fortschrittliche Unternehmenssteuerung mit Hilfe externer Vergleichsdaten".

- HOG/LÖFFLER (1979): 10 Jahre Betriebsvergleich in der baden-württembergischen Sägeindustrie. München.
- HRADETSKY, J. (1978): Das Bestimmtheitsmaß. Kritische Bewertung zu seiner Auswertung im forstlichen Versuchswesen. Forstwissenschaftliches Centralblatt 97, S. 168-181.
- (1981): Spline-Funktionen und ihre Anwendung in der forstlichen Forschung. Forstwissenschaftliches Centralblatt 100, S. 45-49.
- HRUSCHKA, E. (1968): Der Betriebsvergleich als Grundlage der betriebswirtschaftlichen Beratung von gewerblichen Unternehmen. S. 183 ff. Rössle, K.: Führungsprobleme personenbezogener Unternehmen, Stuttgart.
- JACKE, H. (1980): Zur Technik der Regressionsrechnung bei der Analyse forstlicher Daten. Arbeitszeitstudien. Diss.: Göttingen.
- KIM/KOHOUT (1975): in NIE et al: Statistical package for the social sciences. Second edition. Mc. Graw-Hill book company, New York u.a.
- KIRSCH, W. (1968): Gewinn und Rentabilität. Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, Wiesbaden.
- KIRSCH/BAMBERGER/
BERG/WEBER (1975): Die Wirtschaft. Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, Wiesbaden.
- KÖNIG, R. (1967): Handbuch der empirischen Sozialforschung. Band. 1.
- (1972): Das Interview - Formen, Technik, Auswertung.
- KOSIOL, E. (1979): Kosten und Leistungsrechnung. Verlag Walter de Gruyter, Berlin, New York.
- KROTH/LÖFFLER/
TIMINGER (1976): Zur Analyse forstbetrieblicher Zielsysteme und Methodik der Entscheidung. Forstwissenschaftliches Centralblatt 95, S. 20 - 44.

- KÜMIN, G. (1967): Die betriebswirtschaftliche Untersuchung im Sägereigewerbe (3). Schweizerischer Holzindustrieverband, Rüschlikon.
- LAMPSON, P. (1978): Hohe Rundholzpreise bedrohen die Sägeindustrie. Holzzentralblatt Nr. 28, S. 463 ff.
- LANGE, S. (1969): Betriebsvergleich in der Sägeindustrie. Geschäftsjahr 1967 (68). Betriebe in Nordrhein-Westfalen, Niedersachsen und Hessen.
- (1970): Die Kennzahlenkette des Sägewerkes und ihre inner- und zwischenbetriebliche Anwendung. Holz als Roh- und Werkstoff. Bd. 28, S. 169-178.
- LERCHNER, H. (1975): Zielforschung in Unternehmungen. Wiesbaden.
- LINDER, A. (1964): Statistische Methoden. Basel, Stuttgart.
- LÖFFELHOLZ, J. (1975): Repetitorium der Betriebswirtschaftslehre. 5. neubearbeitete und erweiterte Auflage, Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, Wiesbaden.
- LÖFFLER, H. (1961): Untersuchungen über Verbrauch, Bedarf und Bewertung von Fichte/Tanne-Starkholz unter besonderer Berücksichtigung der Verhältnisse in Baden-Württemberg. Freiburg.
- (1968): Einflüsse auf den Wert des Rohholzes. München, Basel, Wien.
- (1975): Entwicklungen in der Sägeindustrie. Holzzentralblatt Nr. 99, S. 1261-1263.
- LUNSTRUM, J. (1978): Neue Techniken zur Verbesserung der Schnittholzausbeute in der Sägeindustrie der USA. Produktivitätssteigerung in der Sägeindustrie, DRW-Verlag, Stuttgart.
- MAIER, P. (1959/60): Jahresübersicht und Tätigkeitsbericht des Verbandes badischer Sägewerke.
- (1960/61): Jahresübersicht und Tätigkeitsbericht des Verbandes badischer Sägewerke.
- (1963/64): Jahresübersicht und Tätigkeitsbericht des Verbandes badischer Sägewerke.

- MAISENBACHER, H. (1964): Kalkulationen am Beispiel der Douglasie.
Holzzentralblatt Nr. 19, S. 339.
- (1966): Kosten und Erlös in der Sägeindustrie.
DRW-Verlag, Stuttgart.
- (1978): Gewinne im Sägewerk? - Ihre Einflußfakto-
ren.
Produktivitätssteigerung in der Sägein-
dustrie.
DRW-Verlag, Stuttgart.
- MANZ, W.
- (1967): Betriebsvergleich für das Jahr 1965 im
Verband badischer Sägewerke.
Freiburg i.Br.
- (1970): Betriebsvergleich für das Jahr 1968 im
Verband badischer Sägewerke.
Freiburg i.Br.
- Betriebsvergleich für das Jahr 1968 im
Fachverband der Sägewerke Württemberg-
Hohenzollern.
Stuttgart.
- (1971): Betriebsvergleich für das Jahr 1969 im
Fachverband der Sägewerke Württemberg-
Hohenzollern und Verband badischer Säge-
werke.
Freiburg, Stuttgart.
- (1971-1981): Betriebsvergleiche für die Jahre 1970 -
1980.
Arbeitsgemeinschaft baden-württembergi-
scher Sägewerksverbände.
Freiburg, Stuttgart.
- (1975): Betriebsvergleich in der Sägeindustrie
Baden-Württembergs.
Holzzentralblatt Nr. 11, S. 142.
- (1978): Betriebswirtschaftliche Kennziffern in
der Sägeindustrie.
Teil (1) Holzzentralblatt Nr. 119,
S. 1797 ff.
Teil (2) Holzzentralblatt Nr. 123,
S. 1911 ff.
Teil (3) Holzzentralblatt Nr. 124,
S. 1923 ff.
- MENGES, G.
- (1967): Ökonometrische Prognosen.
Westdeutscher Verlag, Köln und Opladen.

- MENGES, G. (1972): Grundriß der Statistik Teil 1 - Theorie.
2. erweiterte Auflage, Westdeutscher Verlag, Opladen.
- MENGES/SKALA (1973): Grundriß der Statistik Teil 2 - Daten.
Westdeutscher Verlag, Opladen.
- MERTENS/BACKERT (1980): Vergleich und Auswahl von Prognoseverfahren für betriebswirtschaftliche Zwecke.
Zeitschrift für Operations Research.
Band 24, Heft 2, 1980.
Physica-Verlag, Würzburg, Wien.
- MINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND UMWELT (1970-79): Forststatistische Jahrbücher Baden-Württemberg.
18. - 27. Jahrgang.
- NIE et al (1975): Statistical package for the social sciences.
Second edition, Mc. Graw-Hill Book Company, New York u.a.
- NEUSER, E. (1974): Sägeindustrie.
Holzzentralblatt Nr. 147, S. 70.
- (1978): Strukturveränderungen in der Sägeindustrie aus internationaler Sicht.
DRW-Verlag Weinbrenner KG, Stuttgart.
- OLTMANN, C. (1973): Grundlagen der Kostenrechnung in programmierter Form.
Hamburg.
- PFANZAGL, J. (1968): Allgemeine Methodenlehre der Statistik I.
Berlin, New York.
- (1974): Allgemeine Methodenlehre der Statistik II.
Berlin, New York.
- PÖECKEL, E. (1966): Aufdeckung und Beseitigung betrieblicher Verlustquellen. S. 109.
in: HRUSCHKA, E.
- RADKE, M. (1973): Die große betriebswirtschaftliche Formelsammlung.
4. überarbeitete Auflage, Verlag Moderne Industrie, München.
- RALL, H. (1976): Ziele und Struktur holzwirtschaftlicher Betriebe.
Diss.: München.

- RIEDWYL, H. (1980): Regressionsgerade und Verwandtes.
UTB 923 - Bern, Stuttgart.
- SACHS, L. (1978): Angewandte Statistik.
Springer Verlag Berlin, Heidelberg,
New York.
- SCHACH/SCHÄFER (1978): Regressions- und Varianzanalyse.
Springer Verlag Berlin, Heidelberg,
New York.
- SCHAICH, S. (1977): Schätz- und Testmethoden für Sozial-
wissenschaftler.
Verlag Franz Vahlen, München.
- SCHILDERINCK, J. (1977): Regression and factor analysis applied
in econometrics.
Verlag H.E. Steufert Kroese B. V.
Leiden, Holland.
- SCHNEEWEIB, H. (1974): Ökonometrie.
2. verbesserte und erweiterte Auflage.
Physica-Verlag, Würzburg, Wien.
- SCHNETTLER, A. (1961): Betriebsvergleich - Grundlagen und
Praxis zwischenbetrieblicher Vergleiche.
Poeschel Verlag, Stuttgart.
- SCHOTT, G. (1970): Kennzahlen - Instrument der Unternehmens-
führung. 3. Auflage.
Stuttgart, Zürich.
- (1981): Kennzahlen - Instrument der Unternehmens-
führung. 4. Auflage.
Forkel Verlag, Stuttgart, Wiesbaden.
- SCHREIBER, A. (1978): Strukturprobleme und Rohstoffversorgung
der Sägeindustrie in der Bundesrepublik
Deutschland.
Holzzentralblatt Nr. 63/63, S. 979-982.
- SCHULT, E. (1976): Bilanzanalyse.
Rudolf Haufe Verlag, Freiburg i. Br.
- SCHWEITZER/
HETTICH/KÜPPER (1976): Systeme der Kostenrechnung. Arbeitsbuch.
Verlag Moderne Industrie, München.
- (1979): Systeme der Kostenrechnung.
2. Auflage, Verlag Moderne Industrie,
München.
- SITTIG, C. (1979): Wie erarbeiten wir Prognosen für die
Planung.
Management-Zeitschrift io Nr. 3,
Verlag: Industrielle Organisation BWI,
ETH Zürich.

- STATISTISCHES
BUNDESAMT (1970-1979): Preise und Preisindices für gewerbliche
Produkte.
Fachserie 17, Reihe 2.
- (1970-1979): Preise und Preisindices für Ein- und
Ausfuhr.
Fachserie 17, Reihe 8.
- TINTNER, G. (1960): Handbuch der Ökonometrie.
Springer Verlag, Berlin, Göttingen,
Heidelberg.
- ÜBERLA, K. (1968): Faktorenanalyse.
Berlin, Heidelberg.
- ULRICH, H. (1972): Die Unternehmung als produktives sozi-
ales System.
Bern, Stuttgart.
- VEREINIGUNG DEUT-
SCHER SÄGEWERKS-
VERBÄNDE (1974): Modernes Rechnungswesen für die Säge-
industrie und verwandten Industrien.
Teil 2.
Kontenrahmen - Erläuterungen, Vereini-
gung deutscher Sägewerksverbände.
- v. LAAR, A. (1979): Biometrische Methoden in der Forstwis-
senschaft.
Teil 1: Verfahrensgrundlagen, Forschungs-
bericht der forstlichen Versuchsanstalt.
München, 44/1.
- (1979): Biometrische Methoden in der Forstwis-
senschaft.
Teil 2: Auswertung forstlicher Versuche,
Forschungsbericht der forstlichen Ver-
suchsanstalt. München, 44/2.
- WEBER, E. (1967): Grundriß der biologischen Statistik.
Stuttgart.
- WEIKART, H. (1967-81): Die betriebswirtschaftliche Untersuchung
im Sägereigewerbe 1965-1979.
Schweizerischer Holzindustrieverband,
Abteilung "Betriebswirtschaft".
- WIMMER, F. (1969): Die Sägeindustrie im Berchtesgadener
Land - eine Strukturuntersuchung.
Diss.: München.
- WÜHE, G. (1978): Einführung in die Allgemeine Betriebs-
wirtschaftslehre.
13. Auflage, Verlag Vahlen, München.

L E B E N S L A U F

Am 3.2.1951 wurde ich, Norbert Johannes Georg Hog, als Sohn von Ernst Hog und seiner Ehefrau Gertrud, geb. Leimgruber, in Freiburg im Breisgau geboren.

Auf die Volksschulzeit (1957-1962) in Ehrenstetten bei Freiburg folgte der Besuch des humanistischen Gymnasiums "Kolleg St. Blasien" im Hochschwarzwald (1962-1970). Dort legte ich im Juni 1970 die Reifeprüfung ab.

Im Wintersemester 1970/71 begann ich an der Universität Hamburg das Studium der Holzwirtschaft, das ich im Sommer 1976 mit der Diplom-Hauptprüfung als Dipl. Holzwirt abschloß. Parallel zum Studium sowie darüber hinaus arbeitete ich in der Sägeindustrie, im Holzhandel, Holzimport und in der Wirtschaftsberatung.

Seit 1976 bin ich als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnik der Universität München sowie als Mitarbeiter im elterlichen Betrieb in der Holzbranche tätig.

